دانشگاه یزد

نشریه علمی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال پانزدهم- شماره بیست و نهم- بهار و تابستان ۱۴۰۲

شاپا: ۳۹۶۷-۲۶۴۵

قیمت‌گذاری بنزین و پیامدهای آن بر فقر مطلق و نسبی خانوارهای شهری ایران ۱
علی‌اصغر سالم، سیاب ممی‌پور، معصومه عزیزخانی

بررسی تاثیر اقتصادی مداخلات غیردارویی دولت‌ها طی دوره شیوع ویروس کووید-۱۹ ۴۰
مهدیه رضا قلی‌زاده، حسین جعفری، مرتضی عبدالحسینی

بررسی تأثیر سیاست پولی بر نرخ ارز در شرایط نااطمینانی و اثرات آن بر ارزش‌افزوده ... ۸۰
الهام دهقانی، علی رئیس‌پور، عبدالمجید جلایی

تحلیل اثرگذاری نقدینگی و نرخ ارز بر تورم در حوزه زمان–فرکانس ۱۱۱
صالح طاهری بازخانه

اثرات اقتصادی ورود گردشگران داخلی به استان اصفهان، رویکرد داده–ستانده دو منطقه‌ای ۱۴۹
الهام اپرا جونقانی، زهرا نصراللهی

اثرات بی‌ثباتی مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی با تاکید بر نقش واسطه‌گری بانک‌ها ... ۱۷۱
یزدان گودرزی فراهانی، محسن مهرآرا، فاطمه السادات محمدی‌فرد

شواهدی جدید از رابطه میان رشد پول، تورم و رشد اقتصادی در ایران ۲۰۲
روزبه بالونژاد نوری، مژگان رفعت میلانی

ریسک کشوری، توسعه انسانی و مهاجرت نخبگان ۲۴۱
رامین امانی، بختیار جواهری، زانکو قربانی

تغییرات در ارزبری فعالیت‌های تولیدی اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تحلیل تجزیه ساختاری ۲۸۳
دانیال داودی، نورالدین شریفی

بررسی کارایی فنی و مقیاس مصرف نهاده‌های انرژی صنایع کارخانه ای استان‌های کشور ... ۳۰۸
ایمان شاکر اردکانی، مهدی امامی میبدی

تجزیه و تحلیل سیاست‌های پولی در شرایط عدم تعادل در اقتصاد ایران: رویکرد مدل عدم تعادل ... ۳۳۹
سعید ولی‌نژاد، احمد صلاح‌منش، ابراهیم انواری

اثرات پویای سیاست‌های پولی بر بتای توده‌واری در بورس اوراق بهادار تهران ۳۷۶
علیرضا عرفانی، عباس بهنود

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی

صاحب امتیاز

معاونت پژوهشی دانشگاه یزد

مدیر مسئول

زهرا نصراللهی

سر دبیر

کاظم یاوری

مدیر داخلی

مهدی حاج‌امینی

ویراستار انگلیسی

احمدرضا اسلامی‌زاده

ویراستار فارسی

مرضیه غفاری

آماده سازی، چاپ و صحافی: انتشارات دانشگاه یزد

پروانه انتشار این نشریه طبق مجوز شماره ۱۲۴/۷۳۰۲ مورخ ۱۳۸۵/۱۲/۲۶ وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی با روش پژوهشی در زمینه علوم اقتصادی و به زبان فارسی و انگلیسی با گستره بین‌المللی صادر شده است. مقاله‌های چاپ شده در این نشریه به معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.

این نشریه بر اساس تاییدیه شماره ۳/۱۱/۲۸۴ مورخ ۱۳۸۸/۰۳/۰۵ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور دارای اعتبار علمی–پژوهشی است.

این نشریه در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) به آدرس www.isc.gov.ir و بانک اطلاعات نشریات کشور به آدرس www.magiran.com و مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به آدرس www.sid.ir نمایه شده است.

نشانی: یزد، صفائیه، دانشگاه یزد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دفتر نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی. صندوق پستی: ۷۴۱-۸۹۱۹۵، تلفن: ۰۳۵-۳۱۲۳۳۴۳۹

رایانامه: epj@journals.yazd.ac.ir **وب‌گاه:** www.ep.yazd.ac.ir

هیأت تحریریه

مجید احمدیان (استاد دانشگاه تهران)

مصیب پهلوانی (استاد دانشگاه سیستان و بلوچستان)

امیرمحمد حاج یوسفی (دانشیار دانشگاه شهید بهشتی)

امیر منصور طهرانچیان (استاد دانشگاه مازندران)

سید نظام‌الدین مکیان (دانشیار دانشگاه یزد)

میثم موسایی (استاد دانشگاه تهران)

نادر مهرگان (استاد دانشگاه بوعلی سینا)

زهرا نصراللهی (استاد دانشگاه یزد)

کاظم یاوری (استاد دانشگاه یزد)

فهرست

قیمت‌گذاری بنزین و پیامدهای آن بر فقر مطلق و نسبی خانوارهای شهری ایران ۱
علی‌اصغر سالم، سیاب ممی‌پور، معصومه عزیزخانی

بررسی تاثیر اقتصادی مداخلات غیردارویی دولت‌ها طی دوره شیوع ویروس کووید-۱۹ ۴۰
مهدیه رضا قلی‌زاده، حسین جعفری، مرتضی عبدالحسینی

بررسی تأثیر سیاست پولی بر نرخ ارز در شرایط نااطمینانی و اثرات آن بر ارزش‌افزوده ... ۸۰
الهام دهقانی، علی رئیس‌پور، عبدالمجید جلایی

تحلیل اثرگذاری نقدینگی و نرخ ارز بر تورم در حوزه زمان–فرکانس ۱۱۱
صالح طاهری بازخانه

اثرات اقتصادی ورود گردشگران داخلی به استان اصفهان، رویکرد داده–ستانده دو منطقه‌ای ۱۴۹
الهام اپرا جونقانی، زهرا نصراللهی

اثرات بی‌ثباتی مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی با تاکید بر نقش واسطه‌گری بانک‌ها ... ۱۷۱
یزدان گودرزی فراهانی، محسن مهرآرا، فاطمه السادات محمدی‌فرد

شواهدی جدید از رابطه میان رشد پول، تورم و رشد اقتصادی در ایران ۲۰۲
روزبه بالونژاد نوری، مژگان رفعت میلانی

ریسک کشوری، توسعه انسانی و مهاجرت نخبگان ۲۴۱
رامین امانی، بختیار جواهری، زانکو قربانی

تغییرات در ارزبری فعالیت‌های تولیدی اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تحلیل تجزیه ساختاری ۲۸۳
دانیال داودی، نورالدین شریفی

بررسی کارایی فنی و مقیاس مصرف نهاده‌های انرژی صنایع کارخانه ای استان‌های کشور ... ۳۰۸
ایمان شاکر اردکانی، مهدی امامی میبدی

تجزیه و تحلیل سیاست‌های پولی در شرایط عدم تعادل در اقتصاد ایران: رویکرد مدل عدم تعادل ... ۳۳۹
سعید ولی‌نژاد، احمد صلاح‌منش، ابراهیم انواری

اثرات پویای سیاست‌های پولی بر بتای توده‌واری در بورس اوراق بهادار تهران ۳۷۶
علیرضا عرفانی، عباس بهنود

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 1-39

Gasoline pricing and its consequences on the absolute and relative poverty of urban households in Iran

Ali Asghar Salem[1], Siab Mamipour[2], Masoumeh Azizkhani[* 3]

Received: 20-04-2023 Accepted: 22-07-2023

Extended Abstract

Purpose: Pricing of gasoline and the necessity of reforms in this area are perpetual concerns among experts and policymakers of the country. By allocating a large volume of subsidy to gasoline, not only has the main goal of supporting the poor classes of the society remained unrealized, but it has also created various problems such as excessive consumption, smuggling, and the spread of pollution. In this study, an effort is made to propose a new pricing policy for gasoline with the aim of reducing poverty in the society. In this scenario, a certain allocation (60 liters per month at a fixed price of 15000 Rials) will be preserved, and only non-allocated gasoline will be subject to a floating price and a 5% tax based on consumption. This study introduces a scenario and examines its effects on various types of poverty (absolute and relative) compared to the current situation.

Methodology: The gasoline consumption data of 78255 households residing in the provinces of the country during the years 2017-2020 were collected and categorized into four groups (less than 60 liters, 60 to 80 liters, 80 to 120 liters, and more than 120 liters). This was based on the view that the amount of gasoline consumption is a part of the household income. The data were derived from expenditure surveys conducted by the Statistical Center of Iran. By employing an ideal demand system model and seemingly unrelated regression method, the share of nine selected commodity groups from the household consumption basket, including (food, clothing and footwear, housing, water, sewage, fuel, lighting, health and medical services; gasoline; transportation excluding gasoline; cultural and recreational services, prepared foods, hotels, and restaurants, and other goods and services) were examined while taking into account demographic variables including household size, gender, age, marital status, employment status, education, and home ownership of the heads of households. Price

[1]. Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.
Email: salem@atu.ac.ir, salem207@yahoo.com
[2]. Associate Professor, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran.
Email: s.mamipoor@khu.ac.ir, mamipours@gmail.com
[3]. Corresponding Author. Master of Economics of Energy, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran. Email: masoumeh.azizkhani1986@gmail.com

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 1-39

and income elasticities were extracted, the Compensating Variation (CV) measure of changes was calculated, and household cost information, poverty (absolute and relative) simulation and estimation were conducted, assuming the implementation of the proposed scenario.

Findings and Discussion: The income elasticity of gasoline demand is less than one for all consumption categories. This elasticity has the highest value for consumption categories of less than 60 liters per month (the monthly allocation) and indicates a higher sensitivity of this category compared to other gasoline consumption categories. With the increase of income, the gasoline consumption of this group, as it has not yet reached its saturation point, increases more than other groups. For non-rationed consumption, there is a positive income elasticity trend alongside an increase in gasoline consumption, indicating that gasoline consumption also increases with increasing income. The elasticity of gasoline price showed that this commodity is essential for households, and an increase in its price has no significant effect on their consumption. Nevertheless, gasoline consumers within the monthly rationed range (60 liters) have a stronger reaction to price changes, and any price change affects the basic needs of households belonging to this consumption category. Households belonging to the consumption category of more than 120 liters have the lowest price elasticity, and it is necessary to change the pricing method to make them sensitive to the price of gasoline. Implementing the proposed scenario and imposing taxes on the consumption exceeding the allocated ration for households will result in changes in the welfare of households based on their level of consumption. To estimate the Compensating Variation (CV), the percentage change in the allocated budget share of the commodity group, the approximate relative price changes, and Hicksian price elasticity (compensation) were calculated. By implementing the policy of imposing taxes on excess consumption, households that consume between 60 to 80 liters of gasoline monthly will receive an additional 800,467 Rials for their welfare, and households with consumption between 80 to 120 liters and over 120 liters monthly will lose 5,843,089 Rials and 21,361,290 Rials of welfare, respectively. After adding and subtracting the calculated welfare to household expenses, simulations were performed, and poverty (absolute and relative) was recalculated. The results showed that adding welfare to low-consumption households reduces the poverty rate compared to the current situation. Among the demographic variables examined, except for the virtual age variable, which has an inverse relationship with gasoline consumption, the other demographic variables including household size, home ownership, gender, education, employment, income ownership, and marital status of the heads of households have significant and direct relationships with gasoline consumption

Conclusion and Policy Implications: Currently, the policy of stabilizing gasoline prices in a two-tiered system (allocated and non-allocated prices) is being implemented, which will not be a logical solution in inflationary conditions. A solution needs to be proposed to partially amend and control the gasoline consumption pattern while taking into account the social-political dimensions of pricing reforms. Therefore, in this study, the scenario of non-allocated gasoline pricing proportional to

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 1-39

the level of consumption was analyzed as a proposed solution. The results showed that implementing the proposed scenario leads to a reduction in poverty (absolute and relative). This finding has a significant impact on the decision-making of policymakers in order to improve the level of welfare in the society.

Keywords: Subsidy Reform, Absolute Poverty, Relative Poverty, Almost Ideal Demand System, Microdata Simulation.

JEL Classification: H21, Z13, I13, C32, C63.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: *-*

قیمت‌گذاری بنزین و پیامدهای آن بر فقر مطلق و نسبی خانوارهای شهری ایران

علی اصغر سالم[۱]، سیاب ممی‌پور[۲]، معصومه عزیزخانی*[۳]

دریافت: ۳۱-۰۱-۱۴۰۲ **پذیرش: ۳۱-۰۴-۱۴۰۲**

چکیده

تخصیص حجم وسیع یارانه به بنزین علاوه بر ایجاد معضلات فراوانی چون مصرف بی‌رویه، قاچاق و ناکارآمدی بازار، از اصلی‌ترین هدف خود مبنی بر حمایت از اقشار ضعیف جامعه منحرف شده و فقر (مطلق و نسبی) را تشدید کرده است. چنین رویکردی اصلاح مکانیزم قیمت‌گذاری فعلی را ضروری کرده است. در مطالعه حاضر، آثار اجرای سناریو پیشنهادی و افزایش قیمت تصاعدی متناسب با مصرف بنزین بر فقر (مطلق و نسبی) بررسی و با وضعیت جاری مقایسه می‌شود. این راهکار به صورت دو نرخی (قیمت سهمیه‌ای و غیر سهمیه‌ای) است؛ بخش سهمیه، مانند روال گذشته بوده و قیمت بنزین غیرسهمیه، به اقتضای میزان مصرف افراد با احتساب ۵ درصد مالیات به ازای هر لیتر مصرف مازاد بر سهمیه ماهانه، محاسبه می‌شود. بدین منظور مخارج مصرفی ۷۸۲۵۵ خانوار شهری طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۶ در چارچوب مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی در نُه گروه کالایی منتخب به تفکیک چهار طبقه مصرف ماهیانه بنزین (کمتر از ۶۰ لیتر، ۶۰ تا ۸۰ لیتر، ۸۰ تا ۱۲۰ لیتر و بیش از ۱۲۰ لیتر) با در نظر گرفتن متغیرهای جمعیت شناختی برر سی شد. کشش‌های قیمتی و درآمدی ا ستخراج و معیار تغییرات جبرانی محا سبه و با فرض اجرای سناریوی پیشنهادی، اطلاعات هزینه‌ای خانوار شبیه‌سازی و فقر (مطلق و نسبی) برآورد شد. در صورت عملی شدن سناریوی مذکور، خانوارهای پُرمصرف با هزینه بالاتری مواجه شده و از یارانه کمتری بهره‌مند می‌شوند که علاوه بر توزیع عادلانه یارانه و کاهش فقر از شدت مصرف کاسته می‌شود.

واژگان کلیدی: اصلاح یارانه، فقر مطلق، فقر نسبی، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، شبیه‌سازی داده‌های خرد

طبقه‌بندی JEL: H21، Z13، I13، C32، C63

[۱]. دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. salem@atu.ac.ir

[۲]. دانشیار گروه اقتصاد منابع و انرژی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. s.mamipoor@khu.ac.ir

[۳]. نویسنده مسئول. کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.
masoumeh.azizkhani1986@gmail.com

۱- مقدمه

قیمت انرژی، توسط الگوهای مصرف، در دسترس بودن آن‌ها در بازارهای جهانی و همچنین مداخلات داخلی دولت اعم از اعمال قوانین، وضع مالیات و پرداخت یارانه تعیین می شود (تیمیلسینا و پارگل[۱]، ۲۰۲۰). یارانه انرژی یک ابزار پرکاربرد در جهت کاهش هزینه مصرف‌کننده نهایی است و در جهت وصول به اهدافی چون حمایت از بخش‌های آسیب‌پذیر جامعه، توزیع ثروت در میان شهروندان، تسهیل استفاده از منابع انرژی مدرن، مهار تورم، کاهش نوسانات قیمت، ترویج صنایع داخلی و دستیابی به توسعه در اکثریت کشورهای جهان متداول است (مورگان[۲]، ۲۰۰۲؛ کودی و همکاران[۳]، ۲۰۱۵). علی‌رغم هدف اساسی پرداخت یارانه در جهت کمک به خانواده‌هایی با درآمد پایین، مقدار قابل توجهی از یارانه به خانواده‌هایی با درآمد بالا سرازیر می‌شود (سراخ و همکاران[۴]، ۲۰۲۰؛ وندنیندن و همکاران[۵]، ۲۰۲۲). از جانب دیگر، کاهش یارانه انرژی و افزایش قیمت، ممکن است رفاه اجتماعی را مختل کرده و فقر را در جامعه افزایش دهد (گروت و استوین[۶]، ۲۰۱۹؛ آکمیا و دهل[۷]، ۲۰۲۲).

از میان اقلام مختلف انرژی مشمول یارانه، کشورهای نفت‌خیز چون ایران، با بهره‌گیری از رانت اقتصادی ناشی از هزینه پایین استخراج نفت خام، مبادرت به تخصیص حجم وسیعی از یارانه به مهم‌ترین فرآورده نفتی، بنزین می‌نمایند (آکمیا و دهل، ۲۰۲۲). توزیع بنزین با قیمتی کمتر از بازارهای بین‌المللی، علاوه بر مصرف بی‌رویه (رنتشلر و بازیلیان[۸]، ۲۰۱۷) با معضلات عدیده دیگری چون انتشارآلاینده، تصادفات، تراکم ترافیک و قاچاق مواجه است (دیویس[۹]، ۲۰۱۴؛ قدوسی و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۸). چنین پیامدهای نامطلوبی، اصلاح نظام پرداخت یارانه بنزین را ضروری کرده است.

بنزین در کشور به کالایی استراتژیک تبدیل شده و هرگونه تصمیم‌گیری در خصوص

---

[1]. Timilsina and Pargal
[2]. Morgan
[3]. Coady et al.
[4]. Sarrakh et al.
[5]. Vandeninden et al.
[6]. Groot and Oostveen
[7]. Akimaya and Dahl
[8]. Rentschler and Bazilian
[9]. Davis
[10]. Ghoddusi et al.

نحوه قیمت‌گذاری با آثار اقتصادی، سیاسی و اجتماعی فراوانی همراه است. در طول سال‌های پس از انقلاب، در مجموع هفت نوع سیاست قیمت‌گذاری بنزین اجرا شده است: ۱. سیاست تثبیت قیمت (۱۳۷۴-۱۳۶۸) ۲. سیاست تغییر تدریجی در ابتدای هر سال (۱۳۸۳-۱۳۷۶) ۳. سیاست تثبیت قیمت (۱۳۸۶-۱۳۸۳) ۴.سیاست سهمیه‌بندی سوخت همراه با هدفمندی یارانه‌ها (۱۳۸۹-۱۳۸۶) ۵. سیاست سهمیه‌بندی سوخت همراه با تثبیت قیمت (۱۳۹۳-۱۳۹۰) ۶. سیاست حذف سهمیه‌بندی سوخت و تثبیت قیمت (۱۳۹۸-۱۳۹۴) ۷. سیاست سهمیه‌بندی همراه با دو نرخی شدن قیمت (۱۴۰۱-۱۳۹۸) (ممی‌پور و همکاران، ۲۰۲۲). در تمام ادوار فوق، به واسطه اختصاص حجم وسیع یارانه، قیمت مصنوعی بنزین بسیار کمتر از قیمت فوب خلیج فارس است.

رویه قیمت‌گذاری بنزین در کشور، با موافقت‌ها و مخالفت‌های بسیار مواجه بوده و موضوع مطالعات و مباحث گسترده‌ای است و هنوز جای بحث دارد که آیا یارانه بنزین بایستی در راستای حمایت از گروه فقیر باقی بماند یا به منظور صرفه‌جویی در بودجه ملی و همچنین صرف منابع برای سایر بخش‌های ضروری جامعه، تعدیل و حذف شود. در این میان راهکار جایگزین پیشنهادی نیز اهمیت بسزایی داشته و ضرورت دارد پیش از تصمیم‌گیری، مورد بررسی قرار گیرد. در واقع، هدف از تصمیم به تجدید نظر در خصوص سیستم قیمت‌گذاری بنزین از سوی دولت، اصلاح قیمت‌های نسبی و تخصیص بهینه‌ی منابع جامعه است، اما نحوه اجرای چنین سیاستی بسیار حائز اهمیت است. به عبارتی ارائه برآوردهای شفاف از تأثیر اصلاحات در کشور برای موفقیت سیاسی حذف یارانه‌ها حیاتی است (اینچاست و ویکتور[1]، ۲۰۱۷). بنابراین با توجه به اهمیت موضوع و نقش پررنگ آن در تحولات اقتصادی، تلاش شده است طرحی با توجه به ساختار خاص اقتصاد ایران (قابلیت اجرا در کوتاه‌مدت، عدم نیاز به سرمایه‌گذاری کلان، اجتناب از واکنش تند شهروندان) تنظیم شود. اصلاح یارانه بنزین با آثاری که در افزایش یا کاهش قدرت خرید خانوارها به دنبال دارد در فقر تأثیرگذار خواهد بود و لازم است هرگونه راهکار پیشنهادی از این بابت مورد ارزیابی قرار گیرد. هدف این مقاله تحلیل و مقایسه اثربخشی سیاست قیمت‌گذاری فعلی بنزین و سناریو پیشنهادی در کاهش فقر در زوایای مختلف (فقر مطلق، فقر نسبی) است؛ تا از جهتی پاسخگوی اشتیاق سیاست‌گذاران اقتصادی به دانستن آثار و پیامدهای تصمیم دولت به اجرای چنین راهکاری باشد و هم با شفاف‌سازی عواقب اجرای طرح، مانع از تکرار تجربه تلخ

[1]. Inchauste and Victor

تنش‌های قبلی و در نتیجه عقب‌نشینی برای پیشبرد اصلاحات شود.

در حال حاضر، بنزین به صورت دو نرخی (قیمت سهمیه‌ای و غیر سهمیه‌ای) قیمت‌گذاری می‌شود و سیاست تثبیت قیمت در هر دو نرخ (سهمیه و آزاد) صورت می‌پذیرد. در سناریو پیشنهادی، قیمت کف همان قیمت سهمیه‌ای فعلی یعنی ۱۵۰۰۰ریال برای ۶۰ لیتر سهمیه ماهانه[۱] در نظر گرفته شده و مصرف بیشتر، مشمول مالیات بر مصرف (۵ درصد[۲]) می‌شود و این سیر صعودی ادامه دارد تا آن‌جا که در نهایت به قیمت فوب خلیج فارس رسیده و شکاف قیمتی حذف شود. جدول مالیاتی پیشنهادی با فرض اینکه قیمت فوب خلیج فارس معادل ۲۰۰،۰۰۰ ریال[۳] در نظر گرفته شود به صورت زیر است.

جدول ۱: نرخ مالیات بر مصرف بنزین در سناریوی پیشنهادی

مصرف (لیتر)	مازاد بر سهمیه (لیتر)	قیمت بنزین (ریال به ازای هر لیتر)	درصد از فوب
تا ۶۰	۰	۱۵۰۰۰	۷/۵
۶۱	۱	۱۵۷۵۰	۷/۸
۶۲	۲	۱۶۵۰۰	۸/۲
۷۰	۱۰	۲۲۵۰۰	۱۱/۲
۸۰	۲۰	۳۰۰۰۰	۱۵
۹۰	۳۰	۳۷۵۰۰	۱۸/۷
۱۰۰	۴۰	۴۵۰۰۰	۲۲/۵
۱۲۰	۶۰	۶۰۰۰۰	۳۰
۱۴۰	۸۰	۷۵۰۰۰	۳۷/۵
۱۶۰	۱۰۰	۹۰۰۰۰	۴۵
۱۸۰	۱۲۰	۱۰۵۰۰۰	۵۲/۵
۲۰۰	۱۴۰	۱۲۰۰۰۰	۶۰
۲۲۰	۱۶۰	۱۳۵۰۰۰	۶۷/۵
۲۴۰	۱۸۰	۱۵۰۰۰۰	۷۵

[۱]. با توجه به اینکه در طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای کشور، مخارج بنزین خانوارهای دارای یک خودرو گزارش شده است و همچنین عدم دسترسی به داده‌های لازم، برای ساده شدن مطلب از مواردی چون سهمیه‌های مربوط به خودروهای تاکسی خطی و اینترنتی، وانت و ... چشم‌پوشی نموده و برای برآورد مقدار مصرف بنزین، فرض شده است همه خودروها شخصی بوده و دارای سهمیه مقداری ۶۰ لیتر در ماه هستند.

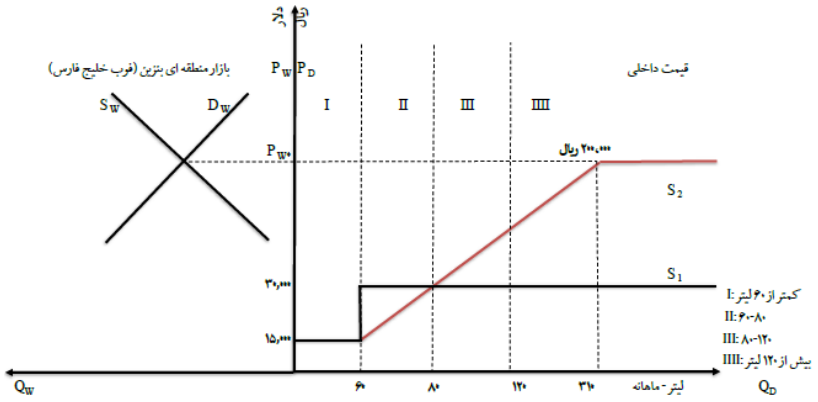
[۲]. میزان نرخ مالیات متناسب با شرایط اقتصادی انعطاف‌پذیر بوده و پنج درصد نرخ پیشنهادی است.

[۳]. قیمت فوب بنزین بر اساس آمار منتشر شده شرکت ملی پخش فرآورده‌های نفتی در تابستان ۱۴۰۱ برابر ۲۰۲,۵۴۵ ریال است که برای سادگی، به صورت تقریبی معادل ۲۰۰،۰۰۰ ریال تعیین شده است.

مصرف (لیتر)	مازاد بر سهمیه (لیتر)	قیمت بنزین (ریال به ازای هر لیتر)	درصد از فوب
۲۶۰	۲۰۰	۱۶۵۰۰۰	۸۲/۵
۲۸۰	۲۲۰	۱۸۰۰۰۰	۹۰
۳۰۰	۲۴۰	۱۹۵۰۰۰	۹۷/۵
۳۱۰	۲۵۰	۲۰۲۵۰۰	۱۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

دو سناریوی وضعیت فعلی قیمت‌گذاری و راهکار پیشنهادی در نمودار (۱) نمایش داده شده است. (S1) و (S2) به ترتیب روند سناریو جاری و سناریو پیشنهادی را نشان می‌دهند.



نمودار ۱: سناریو قیمت‌گذاری فعلی بنزین (S1) و سناریو پیشنهادی وضع مالیات بر مصرف (S2)

منبع: یافته‌های پژوهش

در مطالعه حاضر جهت تخمین تأثیر اصلاح یارانه بنزین طبق سناریو پیشنهادی بر فقر، با استفاده از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط و بکارگیری مدل سیستم تقاضای ایده‌آل، دو سیستم قیمت‌گذاری بنزین (تک نرخی، سهمیه‌بندی و دو نرخی) به تفکیک چهار طبقه مصرفی بنزین (کمتر از ۶۰ لیتر، ۶۰ تا ۸۰ لیتر، ۸۰ تا ۱۲۰ لیتر و بیش از ۱۲۰ لیتر) در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۶ مورد کنکاش قرار گرفت.

از این رو، اطلاعات بودجه خانوار کشور در نُه گروه کالایی منتخب از سبد مصرفی خانوار (خوراکی؛ پوشاک و کفش؛ مسکن،آب، فاضلاب، سوخت، روشنایی؛ بهداشت و درمان؛ بنزین؛ حمل و نقل به غیر از بنزین؛ خدمات فرهنگی و تفریحات؛ غذاهای آماده، هتل و رستوران؛ سایر کالاها و خدمات) به همراه متغیرهای جمعیت شناختی شامل (اندازه خانوار، جنسیت، سن، وضعیت

تأهل، داشتن شغل، تحصیلات و مالکیت مسکن سرپرست خانوار) مورد بررسی واقع شد. با استفاده از کشش‌های قیمتی و درآمدی و برآورد تغییرات جبرانی (CV)، مخارج خانوارها با فرض اجرایی شدن طرح پیشنهادی، شبیه‌سازی و فقر نسبی و مطلق برای دو موقعیت (وضعیت فعلی و اعمال سناریو پیشنهادی)، محاسبه گردید و به مقایسه میزان فقر موجود و تأثیر سناریو پیشنهادی بر آن پرداخته شد. با عنایت به توضیحات مذکور، مقاله حاضر، در شش بخش کلی ارائه شده است: پس از مقدمه، در بخش دوم، به مبانی نظری پرداخته می‌شود. در بخش سوم به صورت مختصر ادبیات مربوطه مرور شده و در بخش چهارم، روش‌شناسی بیان می‌شود. بخش پنجم نیز به برآورد مدل پژوهش اختصاص دارد و در پایان، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی مطرح می‌شود.

۲- مبانی نظری

قیمت یک عامل کلیدی تعیین‌کننده مقرون به صرفه بودن خدمات انرژی است (کیمبرل[1]، ۲۰۲۲). از دیرباز از طریق تخصیص یارانه تلاش شده با تنظیم صحیح نرخ بنزین، بیشترین منافع عاید اقشار کم درآمد شود و رفاه اجتماعی افزایش یابد؛ اما در واقعیت چنین عملکردی، نارسایی‌های عدیده‌ای در پی داشته است و در حمایت از فقرا ناکارآمد عمل کرده است. مطالعات مختلفی چون (آنجل اوردینالا و وودن[2]، ۲۰۰۷؛ دل گرانادو و همکاران[3]، ۲۰۱۲؛ آلین و حسین[4]، ۲۰۱۳؛ اوره و همکاران[5]، ۲۰۱۷؛ آتامانو و همکاران[6]، ۲۰۲۰؛ جولیانو و همکاران[7]، ۲۰۲۰؛ زارع‌پور و وگنر[8]، ۲۰۲۲) نشان دادند مزایای یارانه‌های انرژی از جمله سوخت، اغلب توسط کسانی که بیشترین مصرف را داشته، یعنی خانوارهای ثروتمند دریافت می‌شود. چنین رویه‌ای مشکلات عدیده بسیاری به همراه داشته و تداوم آن، سبب ایجاد فقر و بحران‌های جدی خواهد بود. دو ابزار مهم دولت‌ها برای کم کردن فاصله طبقاتی، یارانه و مالیات است (پورقربان، ۲۰۱۰). از منظر اجتماعی متمایز کردن شهروندان برای دریافت یارانه پرهزینه بوده و یارانه‌های انرژی برای همه

---

1. Kimbrell
2. Angel-Urdinola and Wodon
3. Del Granado et al.
4. Alleyne and Hussain
5. Oré et al.
6. Atamano et al.
7. Giuliano et al.
8. Zarepour and Wagner

گروه‌های درآمدی به صورت یکسان اعمال می‌شود و باعث عدم بهره‌مندی متناسب خانوار از یارانه و ارائه پاسخ مشابه به تغییرات قیمت و درآمد است (مشیری[1]، ۲۰۱۳).

اصلاح سیستم قیمت‌گذاری فعلی بنزین، با کاهش تبعات منفی موجود، مزایای بسیاری به همراه دارد. اما چنین عملکردی، خالی از آثار سوء نبوده و نباید در جریان طراحی برنامه‌های اصلاحی از آن غافل ماند. هرگونه تغییرات قیمتی ناشی از سیاست‌های اقتصادی بر موقعیت رفاهی خانوارها، در قالب دو اثر درآمدی و توزیعی منعکس می‌شود. اثرات توزیعی از طریق تغییر در قیمت‌های نسبی و اثر درآمدی از طریق تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها، بسته به رفتار مصرفی خانوار، بر وضعیت معیشت خانوار رد پا گذاشته و شاخص‌های فقر را تحت تأثیر قرار می‌دهد. فقر یک مشکل دیرینه در سطح جهان است و در طول سال‌های متمادی، تلاش‌های بسیاری در جهت ریشه‌کن کردن آن، صورت پذیرفته است. در ابتدا آن‌چه به عنوان فقر مطرح می‌شد به فقر مطلق یا فقر معیشتی اشاره داشته و بر حفظ نیازهای اساسی فیزیولوژیکی تمرکز کرده است (برگ و نیلسون[2]، ۲۰۱۴). پس از جنگ جهانی دوم و مطرح شدن حذف فقر مطلق در میان کشورهایی با سطح مناسب رفاه، تاوسند[3] (۱۹۷۰)، وجود فقر نسبی در سطح جهان را معرفی می‌نماید. اگرچه فقر نسبی مفهومی برگرفته و مرتبط با فقر مطلق است ولی تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای میان این دو تعریف از فقر وجود دارد. بر خلاف فقر نسبی که هیچ استاندارد مشخصی برای سنجش آن وجود ندارد فقر مطلق از طریق معیارهای واحدی که توسط بانک جهانی تعیین شده، قابل اندازه‌گیری است (تانگ و همکاران[4]، ۲۰۲۳). از این رو، مطالعات بسیاری به بررسی و تعریف فقر نسبی، روش‌های اندازه‌گیری و عوامل تأثیرگذار برآن پرداخته‌اند (وان و همکاران[5]، ۲۰۲۱). تونسند (۱۹۷۰) فقر نسبی را کمبود منابع فرد یا خانواده برای به دست آوردن غذا، مسکن و مشارکت در فعالیت‌های اجتماعی می‌دانست که منجر به وضعیتی پایین‌تر از سطح متوسط اجتماعی شده و در نتیجه باعث طرد شدن از جامعه می شود. از نظر راوالیون[6] (۲۰۲۰) فقر نسبی به شرایطی اطلاق می شود که درآمد یک فرد یا خانواده تنها قادر به تأمین و حفظ نیازهای اساسی بوده و فاقد

---

1. Moshiri
2. Bergh and Nilsson
3. Townsend
4. Tang et al.
5. Wan et al.
6. Ravallion

توانایی لازم برای ترفیع کیفیت است. با عنایت به هدف اصلی پرداخت یارانه مبنی بر حمایت از اقشار ضعیف جامعه، لازم است ضمن لحاظ نمون آثار تغییر قیمت بنزین بر فقر(مطلق و نسبی)، تصمیم‌گیری و اقدامات اصلاحی صورت پذیرد، بدین منظور و جهت پیشبرد طرح اصلاحی، آگاهی دا شتن از جایگاه بنزین در سبد م صرفی خانوار و ک شش قیمتی و درآمدی برای پیش‌بینی واکنش مصرف‌کنندگان به نوسانات قیمتی ضروری بوده و در برنامه‌ریزی‌های سیاسی نقش پررنگی دارد.

۳- پیشینه ادبیات

ادبیات مربوط به اصلاح یارانه سوخت‌های فسیلی بسیار گسترده بوده و زوایای مختلفی را پوشش می‌دهد. مقالات متعددی اثرات حذف یارانه سوخت را مورد بررسی قرار داده‌اند. دارتانتو[1] (۲۰۱۳) به تحلیل حذف تدریجی یارانه سوخت و فقر در اندونزی پرداخت و نشان داد که حذف ۲۵ درصد یارانه سوخت، بروز فقر را ۰/۲۵۹ درصد افزایش می‌دهد، در صورتی که صرفه‌جویی ناشی از اصلاح یارانه به مخارج دولت تخصیص داده شود فقر ۰/۲۷ درصد کاهش می‌یابد. حذف کامل یارانه سوخت و تخصیص مجدد ۵۰ درصد آن به مخارج دولتی و پرداخت یارانه به سایر اقلام نیز ۰/۲۷۷ درصد فقر را کاهش می‌دهد. با این حال، سیاست‌های تخصیص مجدد ممکن است در جبران تمامی جوانب اثرات نامطلوب حذف یارانه سوخت مؤثر نباشد.

رنتچلر و بازیلیان[2] (۲۰۱۷) در مطالعه خود نشان دادند حذف یارانه سوخت در صورت عدم اجرای طرح جبرانی توسط دولت، نرخ فقر ملی را در نیجریه افزایش می‌دهد. وندانین و همکاران[3] (۲۰۲۲) نیز برای بورکینافاسو[4] عنوان کردند یارانه‌های انرژی (سوخت مایع و LPG) طرفدار فقرا نیستند و نه تنها هیچ کمکی به کاهش فقر پولی و انرژی نداشته بلکه بیشتر در اختیار ثروتمندان قرار می‌گیرد.

آتامانو و همکاران (۲۰۲۰)[5] در پژوهشی با استفاده از جدیدترین نظرسنجی هزینه و درآمد خانوار به بررسی تأثیرات مستقیم و غیر مستقیم اصلاحات طی دوره یک ساله پرداخته و دریافتند

---

1. Dartanto
2. Rentschler & Bazilian
3. Vandeninden et al.
4. Burkina Faso
5. Atamanov et al.

اگرچه ثروتمندان از یارانه بنزین بسیار بیشتر از فقرا سود می‌برند، اما فقرا به دلیل درآمد اولیه پایین و مصرف بیشتر کالاهایی که برای حمل و نقل به بنزین وابسته است، سهم بیشتری از رفاه خود را با اصلاح قیمت از دست می‌دهند.

اسکافیدزل و همکاران[1] (۲۰۲۰) نشان دادند حذف یارانه بنزین در مقایسه با گازوئیل، LPG و برق تأثیر بیشتری برای درآمد خانوار به همراه دارد. حذف تمام یارانه‌های انرژی و افزایش وجه نقدی انتقالی به خانوار، درآمد واقعی فقیرترین پنجک را ۱۰ درصد افزایش داده و همچنان بیش از۱/۳ میلیارد دلار برای بودجه عمومی باقی می‌ماند.

مشیری و سانتیلان[2] (۲۰۱۸) نشان دادند تغییرات در قیمت سوخت، بر خانوارهای کم‌درآمد در مقایسه با خانوارهای متوسط و با درآمد بالا تأثیر رفاهی قوی‌تری دارد و برای قابل قبول شدن اصلاحات در جامعه مستلزم بسته‌های جبرانی است. همچنین به ترتیب تغییرات قیمت گاز طبیعی، برق و بنزین بیشترین تأثیر را بر رفاه خانوارها می‌گذارد.

لی و همکاران[3] (۲۰۱۷) اثرات بالقوه حذف یارانه‌های انرژی بر اقتصاد مالزی را در چند سناریو مختلف ارزیابی کردند. نتایج نشان داد خانوارها در اکثر سناریوها به دلیل سطح قیمت بالاتر، وضعیت بدتری خواهند داشت، اما برخی از سیاست‌های جبرانی می‌تواند مؤثر واقع شود.

سیدیگ و همکاران[4] (۲۰۱۴) به بررسی تأثیر حذف یارانه سوخت و سیاست‌های جایگزین برای رسیدن به اهداف اجتماعی- اقتصادی برای کشور نیجریه پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که اگر چه کاهش یارانه به طور کلی منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی نیجریه می‌شود، اما می‌تواند تأثیر زیان‌آوری بر درآمد خانوار و به ویژه بر خانوارهای فقیر داشته باشد.

آکمیا و دهل[5] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای پرداخت یارانه‌های بنزین در کشور اندونزی را بررسی کرده و طرح‌های مختلفی از جمله حذف کامل یا جزئی یارانه با و بدون غرامت را شبیه‌سازی کردند.

قدوسی و همکاران (۲۰۲۲) سه سناریو برای اصلاح یارانه بنزین را مورد ارزیابی قرار داده و نشان دادند افزایش قیمت با هر سناریویی منجر به کاهش مصرف و قاچاق می‌شود. افری[6] (۲۰۲۳)

---

1. Schaffitzel et al.
2. Moshiri & Santillan
3. Li et al.
4. Siddig et al.
5. Akimaya & Dahl
6. Ofori

در مطالعه خود برای کشور غنا عنوان کرد اصلاحات یارانه سوخت، ناکارآمدی‌های اقتصادی که یارانه‌های سوخت ایجاد می‌کند، مانند عدم تخصیص مناسب این یارانه‌ها به مصرف‌کنندگان فقیرتر، مصرف بی‌رویه و اثرات خارجی منفی ناشی از مصرف بیش از حد را کاهش می‌دهد.

کرجانک[1] (۲۰۲۳) در مطالعه خود نشان داد جمهوری چک از طریق وضع و افزایش بار مالیاتی بر سوخت، میزان مصرف را محدود کرده است. قاسم و همکاران[2] (۲۰۲۳) نشان دادند که اصلاحات انجام شده عربستان، رفاه سالانه را افزایش داده است. بهبود کارایی سیاست‌های بازتوزیع در جهت توانمندسازی معیشتی در برابر فقر بسیار مهم است. حذف تدریجی یارانه بنزین و اخذ مالیات بر مصرف مازاد، باعث می‌شود تا منابع جدیدی در اختیار دولت قرار بگیرد. ارائه برنامه سیاستی مناسب برای محل هزینه‌کرد پس‌انداز حاصل شده، راهی بالقوه برای به حداقل رساندن اثرات غیر مستقیم افزایش قیمت بنزین و ممانعت از افزایش فقر است. ایجاد سیستم حمایتی مناسب، برای موفقیت اقدامات صورت پذیرفته و محافظت از کسانی که تحت تأثیر اصلاحات قرار گرفته‌اند، حیاتی است (اینکاست و ویکتور[3]، ۲۰۱۷). در جدول (۲) به تجربیات کشورهایی که با موفقیت سیاست‌های مشابهی اجرا کرده‌اند، اشاره شده است.

جدول ۲: تجربیات موفق کشورهای مختلف در اجرای سیاست اصلاح یارانه و بازتوزیع منابع

نام کشور	اقدامات
ارمنستان	یارانه‌های برق را در سال‌های ۱۹۹۸-۱۹۹۵ اصلاح کرد و همزمان یک انتقال نقدی ماهانه جدید را معرفی کرد که به خانوارها اجازه می‌دهد سطح مصرف خود را پس از افزایش قیمت حفظ کنند. دولت همچنین دو پرداخت یک‌جا به ذینفعان پیشنهاد کرد.
جمهوری دومینیکن	در نتیجه اصلاحات انرژی (با تمرکز بر LPG و برق)، نقل و انتقالات نقدی موجود را افزایش داد.
غنا	قیمت سوخت را تا ۵۰ درصد در سال ۲۰۰۵ افزایش داد و مجددا همین رویه را در سال ۲۰۱۳ تکرار کرد. اصلاحات با افزایش حداقل دستمزد، حذف هزینه‌های آموزش ابتدایی و متوسطه اول و همچنین در پوشش انتقال نقدی موجود جبران شد.
اندونزی	قیمت سوخت را در سال ۲۰۰۵ و در سال ۲۰۰۸ افزایش داد (قیمت محصولات سوختی ۲۵ تا ۳۳ درصد افزایش یافت). در سال ۲۰۰۵، یک انتقال موقت نقدی با هدف خانواده‌های فقیر معرفی شد. اصلاحات ۲۰۰۸ همراه با گسترش برنامه‌های موجود SSN (انتقال نقدی مشروط، بورس تحصیلی و برنج برای فقرا).

[1]. Krajňák
[2]. Gasim et al.
[3]. Inchauste & Victor

نام کشور	اقدامات
گابن	قیمت سوخت را در سال ۲۰۰۷ افزایش داد و این اصلاحات را با ارائه نقل و انتقالات نقدی برای فقرا (صندوق ملی ضمانت اجتماعی)، و همچنین معافیت از هزینه برق و آب برای خانوارهای آسیب پذیر ترکیب کرد.
اردن	کاهش یارانه سوخت را در سال ۲۰۰۵ آغاز کرد و در سال ۲۰۰۸ به طور کامل حذف شد. این کشور یک طرح جبران نقدی یارانه سوخت را معرفی کرد. در سال ۲۰۱۲، این برنامه تقریباً ۸۰ درصد از جمعیت را تحت پوشش قرار داد.
اوکراین	مجموعه‌ای از اصلاحات انرژی را در سال ۲۰۱۶ (مرتبط با گاز و برق) با اصلاحات قبلی سیستم SSN به منظور جلب حمایت اجتماعی آغاز کرد. این هزینه‌ها را برای برنامه مسکن هدفمند موجود (ارائه حمایت از پرداخت تسهیلات خانوارهای کم درآمد) افزایش داد تا ذینفعان تحت تأثیر افزایش قیمت قرار نگیرند. هر خانواده این امکان را داشت که برای این مزایا اقدام کند.
یمن	در سال ۲۰۱۰ اصلاحات یارانه‌ای را ارائه کرد که با افزایش SSN (صندوق رفاه اجتماعی) موجود همراه بود. پوشش دومی بیش از ۵۰ درصد افزایش یافته است.
موزامبیک	قیمت سوخت را در سال ۲۰۰۸ افزایش داد و همزمان تخصیص بودجه برنامه‌های حمایت اجتماعی موجود (حمایت اجتماعی مستقیم، مزایای اجتماعی از طریق کار، تولید درآمد و توسعه جامعه) را افزایش داد. همچنین سطح مزایای نقدی دریافتی مشمولان برنامه یارانه غذایی افزایش یافت.

منبع: دل گرانادو و همکاران (۲۰۱۲) و یمتسوف و موبارک[1] (۲۰۱۸)

٤- روش‌شناسی پژوهش

بنزین از کالاهای پر اهمیت در سبد مصرفی خانوار است؛ در مطالعات مختلف برای تجزیه و تحلیل اثرات اقتصادی ناشی از حذف یارانه انرژی، روش‌های مختلفی مورد استفاده قرار گرفته است؛ به عنوان مثال مطالعاتی چون (جیانگ و همکاران[2]، ۲۰۱۵)؛ (هونگ و همکاران[3]، ۲۰۱۳) از روش های ورودی- خروجی (I-O)؛ مطالعات دیگری از جمله (گلوم و یونگ[4]، ۲۰۱۵)؛ (برتون و میرزاپور[5]، ۲۰۱۸) از مدل تعادل عمومی محاسباتی (CGE) استفاده کرده و در نهایت مقالات متعددی مانند (مورجانی[6]، ۲۰۱۷)؛ (مشیری[7]، ۲۰۲۰)؛ (یوررحمان[8]، ۲۰۲۱)؛ دایاز و مدلوک[9] (۲۰۲۱) از مدل سیستم تقاضای ایده‌آل (AIDS) استفاده کرده‌اند. این مدل که توسط دیتون و

1. Yemtsov and Moubarak
2. Jiang et al.
3. Hong et al.
4. Glomm and Jung
5. Breton and Mirzapour
6. Murjani
7. Moshiri
8. Ur Rahman
9. Díaz and Medlock

مولبایر[1] در سال ۱۹۸۰ ارائه شد، برای تخمین ضرایب، استفاده شده است و به دلیل ویژگی انعطاف‌پذیری بالا، به طور گسترده‌ای توسط محققین بسیاری برای انواع مختلف گروه‌های کالایی به خصوص بنزین بکار گرفته شده است. مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل از فرم تبعی خاصی برای تابع مطلوبیت پیروی نکرده و ترجیحات مصرف‌کننده در قالب توابع لگاریتمی تعمیم‌یافته و مستقل از قیمت تعیین می‌گردند؛ بنابراین سیستم معادلات حاصل شده از این توابع در فرم کلی خود و با توجه به شاخص قیمت واقعی، مدلی غیر خطی است و بنا به ضرورت و نیاز به حجم وسیعی از مشاهدات برای برآورد آن، خطی کردن این مدل متداول است. این مدل، با نظریه مصرف‌کننده و ترجیحات سازگاری داشته و از گروه خاصی از ترجیحات[2] (PIGLOG) تبعیت می‌کند.

٤-١- مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

فرم نهایی تابع تقاضای AIDS به صورت زیر است:

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} logp_j + \beta_i log\{{}^{X}/_{p}\} \qquad (۱)$$

در معادله فوق P شاخص قیمت بوده و عبارت است از:

$$log\{a(p)\} = a_0 + \sum_{k=1}^{n} a_k logp_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \gamma_{k_j} logp_k \, logp_j \qquad (۲)$$

با توجه به غیر خطی بودن معادله فوق، به پیشنهاد دیتون و مولبایر از شاخص قیمت استون (۱۹۵۳) استفاده گردید و مدل تقریب خطی سیستم تقاضای ایده‌آل بدست آمد:

$$w_i = a_i + \beta_i (logX - log \sum_i W_i logP_i) + \sum_j \gamma_{ij} logp_j \qquad (۳)$$

در معادلات فوق W_i سهم گروه کالایی است، X درآمد، P_j شاخص‌های قیمت کالا و P شاخص قیمت استون هستند که به صورت لگاریتم آورده می‌شوند. (β_i و γ_{ij}) نیز پارامترهای مدل هستند. همچنین سازگاری معادله فوق با نظریه مصرف‌کننده، منوط به رعایت سه قید زیر توسط پارامترهای مدل است:

- قید تجمیع[3] $\sum_i \alpha_i = 1$ $\sum_i \beta_i = 0$ $\sum_i \gamma_{ij} = 0$
- قید همگنی[4] $\sum_j \gamma_{ij} = 0$

---

[1]. Deaton and Muellbauer
[2]. Price Independent Generalized Logarithmic (PIGLOG)
[3]. Adding-Up Restriction
[4]. Homogeneity Restriction

- قید تقارن[1] $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$

قیود اشاره شده مربوط به فرض عقلانیت در نظریه تقاضای مصرف‌کننده است. قید تجمیع به معنای یک شدن مجموع سهم مخارج است؛ قید همگنی با ملغی کردن توهم پولی، بیان می‌کند اگر تابع تقاضا، قیمت‌ها و میزان درآمد برای اقلام تقاضا شده به یک نسبت تغییر نمایند میزان کالای تقاضا شده بدون تغییر می‌ماند و در نهایت قید تقارن عنوان می‌نماید با تغییر نسبی در مصرف یک کالا به دلیل تغییر در قیمت کالاهای دیگر (پس از جبران تغییر در درآمد حقیقی)، بایستی همگام با تغییر قیمت کالای اول، متناسب و برابر تغییر در تقاضای کالاهای دیگر باشد که اصطلاحاً این نوع تقارن بر اثر جانشینی تغییر قیمت کالاها، تقارن اسلاتسکی[2] نامیده می‌شود.

کشش‌های قیمتی و درآمدی از مهم‌ترین ابزار جهت شناخت ترجیحات مصرف‌کنندگان و مورد استفاده دولت‌مردان برای اخذ تصمیمات اقتصادی است. در مدل سیستم تقاضای ایده‌آل، سهم گروه هر کالایی از بودجه خانوار، متغیر وابسته بوده و ملزم به محاسبه کشش است؛ فرمول کشش‌های قیمتی (مارشالی و هیکسی)، درآمدی و تقاطعی به ترتیب عبارت است از:

$$e_{ii} = -1 + \frac{\gamma_{ii}}{w_i} - \beta_i \quad (۴)$$

$$\grave{e}_{ii} = -1 + (\frac{\gamma_{ii}}{w_i} - w_i) \quad (۵)$$

$$e_{ix} = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (۶)$$

$$e_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - W_j \quad (۷)$$

برای برآورد مدل خطی AIDS از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط SURE استفاده می‌شود. از مهم‌ترین موارد بکارگیری این روش به علت وجود همبستگی میان اجزاء اخلال معادلات سهم مخارج، می‌توان از تخمین سیستم‌های معادلات تقاضا، انگل و نیز توابع هزینه ترانسلوگ نام برد. در این روش برای تخمین پیوسته و مشترک ضرایب مورد نظر در یک مجموعه معادلات رگرسیونی خطی از رهیافت مربعات تعمیم‌یافته، استفاده شده (زلنر[3]، ۱۹۶۲) و یکی از معادلات تقاضا از دستگاه معادلات به دلخواه کنار گذاشته می‌شود. پارامترهای سایر معادلات برآورد می‌شود و پارامترهای معادله حذف شده بر مبنای قید جمع‌پذیری و سایر پارامترها محاسبه می‌شود.

---

[1]. Symmetry Restriction
[2]. Symmetry Slutsky
[3]. Zellner

٤-۲- مدل تجربی و داده‌های تحقیق

برای برآورد مدل و تخمین تابع تقاضـــا، داده‌های مربوط به داده‌های خرد بودجه خانوار از طرح هزینه- درآمد مرکز آمار ایران و همچنین شـــاخص‌های قیمتی گروه‌های کالایی در مناطق مختلف شهری کشور از مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۹۶ استخراج شد. این نوع داده‌ها جزئی بوده و به دلیل شامل بودن اکثر موارد مربوط به مخارج و درآمد خانوار منبع بسیار مهمی در جهت تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر در تقاضـــای کالاهای مختلف از جمله بنزین اســـت. در مجموع ۷۸۲۵۵ خانوار (۲۰۱۰۵۱ نفر) در بازه زمانی چهار ســاله مورد بررســی قرار گرفت که به دلیل تعداد نسبتاً زیاد نمونه، دقت بیشتری نیز به دنبال دارد.

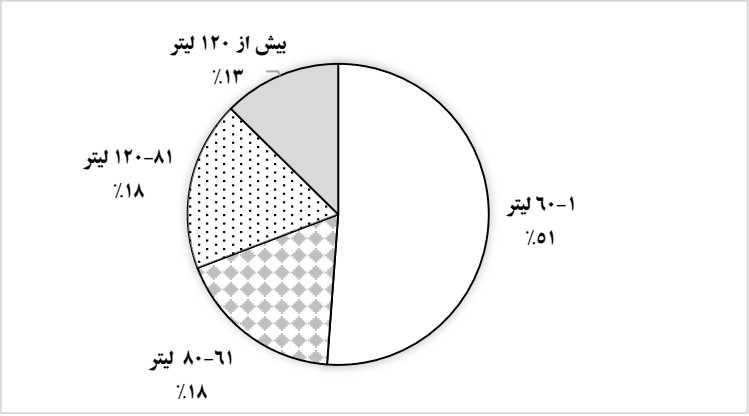
بر مبنای هزینه‌های بنزین مســـتخرج از بودجه خانوار، جامعه آماری مورد بررســـی در چهار طبقه مصـــرفی (کمتر از ۶۰ لیتر، ۶۰ تا ۸۰ لیتر، ۸۰ تا ۱۲۰ لیتر و بیش از ۱۲۰ لیتر) دســـته‌بندی شـــد. طبقه (کمتر از ۶۰ لیتر) مشمول خانوارهایی است که میزان مصرفی بنزین آن‌ها، در محدوده سهمیه ماهانه قرار دا شته و نرخ مالیات برای این طبقه صفر ا ست[1]. با احتساب پنج در صد مالیات برای هر لیتر مازاد مصـــرفی (طبق جدول ۱)، قیمت برای هشـــتادمین لیتر مصـــرف به قیمت کنونی بنزین آزاد (۳۰،۰۰۰ ریال برای هر لیتر) می‌رســـد و طبقه دوم مصـــرفی (۶۰ تا ۸۰ لیتر) تعریف می‌شـــود. ســـیر افزایش پلکانی قیمت به ازای مصـــرف بیشـــتر، ادامه داشـــته و در نهایت با قیمت فوب خلیج فارس یکسان می شود. برای بررسی دقیق‌تر و بر مبنای میزان استقرار خانوار دو طبقه مصرفی (۸۰ تا ۱۲۰ لیتر) و (بیش از ۱۲۰ لیتر) با مشـــمول شـــدن ۱۸ و ۱۳درصـــد خانوارهای مورد بررســـی ایجاد شـــد[2]. همان‌گونه که در نمودار (۲) نشـــان داده شـــده اســـت با صـــرف نظر کردن از خانوارهایی که مخارج بنزین آن‌ها صفر ا ست از ۴۷۰۷۴ خانوار مصرف‌کننده بنزین، حدود ۵۱ در صد (۲۴۰۹۳ خانوار)، در محدوده سهمیه ماهانه، بنزین مصرف می‌نمایند و تعداد دیگر خانوارها، به موازات افزایش میزان مصـــرف غیر ســـهمیه، کاهش می‌یابد. بنابراین طبق مفروضـــات مطالعات حاضـــر، ملاک میزان فقر،

---

[1]. با توجه به ناآرامی‌ها و اعتراضات اجتماعی در خصوص افزایش یکباره قیمت، توصیه می‌شود در مرحله اول، قیمت غیر سهمیه‌ای مورد اصلاح و بازنگری قرار گیرد و بعد از اجرای کامل و نهادینه شدن آن، قیمت سهمیه‌ای از سیاست تثبیت به سیاست افزایش تدریجی تغییر یابد.

[2]. در طبقه مصرفی دوم (۶۰ تا ۸۰ لیتر)، ۲۰ لیتر مازاد بر سهمیه در نظر گرفته شده است؛ در صورت ثابت نگه داشتن عدد ۲۰ برای تعریف طبقات بعدی، تعداد خانوار در هر طبقه به شدت کاهش می‌یافت. بنابراین برای ساده‌تر شدن فاصله طبقات متفاوت است.

مخارج خانوار است و طبق این دسته‌بندی، طبقه مصرفی تا سقف سهمیه ۶۰ لیتر ماهیانه، فقیرترین گروه و به موازات افزایش مصرف بنزین، طبقات بعدی از وضعیت بهتر اقتصادی برخوردارند و لازم است جهت کاهش بی‌عدالتی در توزیع یارانه، راهکاری مورد نظر قرار بگیرد که به نفع طبقات پایین مصرفی باشد.



نمودار ۲: درصد خانوارهای شهری بر حسب مخارج/مصرف بنزین طی سال‌های ۹۹-۱۳۹۶

منبع: مرکز آمار ایران، طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری کشور و محاسبات تحقیق

به منظور وصول به اهداف این مطالعه، مفروض است تابع مطلوبیت برای خانوارها وجود داشته و این تابع مطلوبیت، از نظریه تقاضا پیروی می‌کند؛ فرآیند تصمیم‌گیری در خانوارها، مبحث پیچیده‌ای است و در کنار عوامل اقتصادی، متغیرهای دیگری در آن مؤثر هستند. بنابراین متغیرهای جمعیت‌شناسی شامل اندازه خانوار، جنسیت، سن، وضعیت تأهل، داشتن شغل، تحصیلات و مالکیت مسکن سرپرست خانوار در مدل افزوده شد. برای بررسی اثر متغیرهای مورد بررسی به تفکیک طبقات مصرفی بنزین، سه متغیر مجازی و همچنین هفت متغیر جمعیت‌شناختی به مدل اصلی سیستم تقاضای ایده‌آل اضافه شده است. در نتیجه معادله نهایی که در این پژوهش برآورد می‌شود عبارت است:

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} logp_j + \beta_i \log\{X/p\} + \sum_{k=1}^{m} \partial_{ik} h_k + \sum_{g=1}^{r} \mu_{ig} DUM_g + \sum_{j=1}^{n} \sum_{g=1}^{r} \theta_{ijg} logp_j DUM_g + \sum_{g=1}^{r} \lambda_{ig} \log\{X/p\} DUM_g + \varepsilon_i \quad (۸)$$

در معاله فوق:

- پارامترهای مدل با نمادهایی شامل γ_{ij}، μ_{ig}، λ_{ig}، ∂_{ik}، θ_{ijg} و β_i به صورت ضریب در مدل قرار گرفته‌اند.
- شاخص قیمت‌ها شامل P_j شاخص‌های قیمت کالا و P شاخص قیمت استون است.
- $DUMg$ نشان‌دهنده متغیرهای دامی است که $(g=1,2,3)$ و برای طبقه‌بندی بنزین در سه طبقه ۶۰ تا ۸۰ لیتر (DUM_1)، ۸۰ تا ۱۲۰ لیتر (DUM_2) و نهایتاً بیش از ۱۲۰ لیتر مصرف ماهانه (DUM_3)، به مدل اضافه شده است.
- h_k شاخص مربوط به ویژگی‌های جمعیت‌شناختی خانوارها $(k=1,2,3,4,5,6,7)$ و شامل اندازه خانوار، مالک مسکن، جنسیت، سن، تحصیلات، صاحب درآمد و متأهل بودن سرپرست خانوار است.
- میزان سهم هر گروه کالایی در سبد مصرفی خانوار با W_i نشان داده می‌شود که به ترتیب بیان‌گر سهم گروه کالایی خوراکی (W_1)؛ پوشاک و کفش (W_2)؛ مسکن، آب، فاضلاب، سوخت، روشنایی (W_3)؛ بهداشت و درمان (W_4)؛ بنزین (W_5)؛ حمل و نقل به غیر از بنزین (W_6)؛ خدمات فرهنگی و تفریحات (W_7)؛ غذاهای آماده، هتل و رستوران (W_8)؛ سایر کالاها و خدمات (W_9) است. در اطلاعات بودجه خانوار بنزین زیر گروهی از گروه حمل و نقل است به همین دلیل گروه حمل و نقل به دو دسته مجزا با عنوان بنزین و حمل و نقل به غیر از بنزین منفک شده است.

٤-٣- شاخص‌های اندازه‌گیری تغییرات رفاهی

برای برآورد اثرات رفاهی، می‌توان از مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی و کمی کردن تغییرات مطلوبیت در تابع منفعت غیر مستقیم استفاده کرد و بر اساس پارامترهای برآورد شده، آثار رفاهی ناشی از اجرای سناریو پیشنهادی را در گروه‌های مختلف مصرف، مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. در مطالعه حاضر از تغییر جبرانی (CV)[1] برای تخمین تحولات رفاهی خانوار استفاده می‌شود؛ بر مبنای آن پس از اعمال سیاست افزایش قیمت، میزان مبلغی که باید به مصرف‌کننده پرداخت شود طوری محاسبه می‌شود تا رفاه از دست رفته جبران شده و در همان سطح مطلوبیت قبلی باقی بماند؛ در واقع تغییرات جبرانی ارزش پولی اثرات رفاهی ناشی از تغییرات

[1]. Compensating Variation

قیمت را اندازه‌گیری می‌نماید.

CV بر اساس روش پیشنهادی هاسمن[1] (۱۹۸۱) عبارت است از:

$$CV = e(p_1, u_0) - e(p_0, u_0) = C(p_1, u, z_1, \varepsilon) - C(p_0, u, z_1, \varepsilon) \qquad (۹)$$

پس از اجرای سناریو پیشنهادی، CV مثبت، رفاه بیشتر از مقدار اولیه و CV منفی، رفاه کمتر از قبل را نشـــان می‌دهد. تغییر جبرانی حاصـــل از تغییر قیمت که اثرات رفتاری جبرانی خانوارها در میان اقلام مختلف کالایی مد نظر قرار نگرفته با استفاده از تعمیم تیلور و با حداقل کردن تابع مخارج، به دست می‌آید:

$$\Delta \mathrm{Lnc}^h = \sum_{i=1}^{n} W_i^h \Delta \mathrm{Ln} P_i^h \qquad (۱۰)$$

با تغییر قیمت، خانوارها از اقلام جانشین ا ستفاده کرده و باعث می شود اولین تخمین اثرات رفاهی ناشـــی از افزایش قیمت بنزین، بیش از میزان واقعی باشـــد در نتیجه از شـــرط دوم تیلور برای سری‌های تعمیم‌یافته تابع مخارج که تغییرات جبرانی در آن دیده شده استفاده می‌شود:

$$\Delta Lnc^h = \sum_{i=1}^{n} W_i^h \Delta LnP_i^h + {}^1\!/_2 \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_i^h e_{ij}^* \Delta LnP_i^h \Delta LnP_j^h \qquad (۱۱)$$

که در این معادله w_i^h بیان‌گر سهم بودجه اختصاص داده شده برای کالای iام در بودجه خانوار hام پیش از تغییرات قیمت، ΔLnP_i^h تغییرات نسبی قیمت کالای iام، e_{ij}^* کشش قیمتی جبرانی هیکسی از گروه کالایی i با توجه به تغییر قیمت از گروه jاست. این معادله به صورت شفاف، بیان می‌نماید که آثار رفاهی علاوه بر اندازه تغییر قیمت به اهمیت کالای خاص در ســـبد مصـــرفی خانوار و همچنین کشش‌های جبرانی متکی است (فریدمن و لیون سون[2]، ۲۰۰۲).

٤-٤- روش سنجش فقر مطلق و نسبی

خط فقر مطلق که به آن روش نیازهای ا سا سی نیز گفته می شود مقدار درآمدی ا ست برای تامین حداقل نیازهای افراد (مانند غذا، پوشـــاک، مســـکن) با توجه به زمینه‌های مختلف فرهنگی، اجتماعی، اقتصـادی جامعه مورد بررسـی؛ و عدم تامین آن موجب می‌شـود تا فرد مورد بررسـی به عنوان فقیر شـناخته شـود. گاهی برای تعیین خط فقر مطلق از روش حداقل درآمد لازم برای تامین نیازهای اسـاسـی اسـتفاده نشـده و ویژگی‌های کیفی مانند حداقل کالری دریافتی روزانه جایگزین می‌شـود. در مطالعه حاضـر نیز محاسـبات مربوط به فقر مطلق با بکارگیری روش کالری صـورت

[1]. Hausman
[2]. Friedman and Levinsohn

پذیرفته است. باتوجه به توصیه‌های سازمان‌های جهانی و انستیتو تغذیه، مقدار کالری روزانه و سرانه برابر ۲۳۰۰ کالری در نظر گرفته می‌شود (پژویان، ۱۹۹۵). در این روش در گام نخست مخارج کل در سطح خانوار سرانه و سپس خانوارها بر حسب مخارج سرانه به ده دهک درآمدی تقسیم می‌شوند. برای تخمین کالری دریافتی هر دهک، ۱۱۸ قلم کالای خوراکی در نظر گرفته شده و با بکارگیری از جداول کالری، میزان کالری این اقلام برای هر یک از گروه‌های درآمدی محاسبه شد. در گام بعدی ماتریس عملکرد غذایی در قالب دو ماتریس مجزا تهیه شده است. اولین ماتریس شامل مقادیر مصرف اقلام مختلف در بازه یکساله است و سطور آن همان ۱۱۸ قلم کالای خوراکی بر مبنای طبقه‌بندی هزینه-درآمد خانوار مرکز آمار ایران[1] است و ستون‌های این ماتریس از مقادیر مصرف اقلام مختلف غذایی توسط فرد تشکیل می‌شود. ماتریس دوم مشمول ارزش‌های غذایی اقلام مختلف در یک کیلوگرم است؛ سطرهای این ماتریس بیان‌گر انواع مختلف ارزش غذایی[2] و ستون‌های آن نشان‌گر ارزش غذایی ۱۱۸ قلم کالای غذایی مختلف در هر کیلوگرم است.

از ضرب دو ماتریس مذکور ماتریس عملکرد تغذیه‌ای خانوار محاسبه می‌شود که با استفاده از آن خط فقر مطلق برآورد گردید: الف) مقدار مازاد کالری مصرفی اولین دهکی که بیش از میزان استاندارد اعلام شده (۲۳۰۰ کالری) مصرف می‌نماید محاسبه می‌شود. ب) برای محاسبه قیمت هر واحد کالری، مخارج کل همان دهک در میزان کالری دریافتی‌اش تقسیم می‌شود. ج) با ضرب مازاد کالری مصرفی نسبت به استاندارد در قیمت هر واحد کالری، مخارج کالری مازاد محاسبه می شود. د) خط فقر مطلق سالانه با کم کردن مخارج کالری دریافتی مازاد دهک منتخب از مخارج آن برآورد می‌شود. با بکارگیری روش مذکور و بر اساس داده‌های پژوهش، میزان فقر مطلق برای سال ۱۳۹۹ به میزان ۱۰۳ میلیون ریال برآورد شد.

برای محاسبه فقر نسبی، بسیاری از مطالعات، نسبت معینی از درآمد را در نظر می‌گیرند. تاونسند (۱۹۷۰) از درآمد متوسط به عنوان استاندارد فقر نسبی استفاده کرد. ژانگ و همکاران[3]

---

[1]. طبقه‌بندی اقلام خوراکی توسط مرکز آمار ایران با جدول ارزش‌های غذایی تهیه شده توسط متخصصین تغذیه، مغایرت داشته و برای رفع آن، از میانگین ارزش‌های غذایی مربوط به اقلامی که در یک طبقه قرار داشتند استفاده شد.

[2]. کالری، پروتئین، کلسیم، فسفر، پتاسیم، ویتامین B_1، ویتامین B_3، ویتامین A، ویتامین C، کربوهیدارت، چربی، آهن

[3]. Zhang et al.

(۲۰۲۰) استفاده از ۵۰ درصد درآمد متوسط را به عنوان استاندارد فقر نسبی پیشنهاد کردند. برخی از محققان متذکر شدند میانه از میانگین معیار مناسب‌تری است و ۵۰ درصد یا ۶۰ درصد از درآمد متوسط به عنوان استاندارد نسبی فقر در نظر گرفته می شود (انگستروم و همکاران[1]، ۲۰۱۷؛ مدن[2]، ۲۰۰۰). اتحادیه اروپا استاندارد فقر نسبی کشورهای عضو را ۶۰ درصد از درآمد متوسط در سال ۲۰۱۰ تعیین کرد و از ۴۰ درصد و ۵۰ درصد از درآمد متوسط به عنوان شاخص‌های مرجع استفاده کرد (ویلت و وانگ[3]، ۲۰۱۵). کومسون و دانکواه[4] (۲۰۲۱) عنوان کردند بایستی از تجربیات بین‌المللی درس گرفت و بر اساس شرایط یک کشور، از درصد معینی از درآمد متوسط برای تعیین خط فقر نسبی استفاده کرده و سپس این درصد را بر اساس سطح توسعه اقتصادی افزایش داد. معیار سنجش فقر نسبی برای ایران، دو سوم متوسط درآمد، یک دوم متوسط درآمد، ۶۰ درصد میانگین و یا ۶۰ درصد میانه درآمد جامعه استفاده شده است (پیرایی و شهسواری، ۲۰۰۹). که در مطالعه حاضر فقر نسبی بر مبنای ۶۶ درصد درآمد جامعه برآورد می‌شود.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

۵-۱- برآورد سیستم تقاضا

نتایج برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای سیستم معاملات، با اعمال قید تقارن بر ضرایب و همچنین اعمال قید همگنی به شرح جدول (۳) ارائه شده است که مشمول ضرایب متغیرها و معنی‌داری هرکدام است.

جدول ۳: برآورد سیستم معادلات تقاضای مصرفی خانوار به تفکیک طبقه‌بندی مصرف بنزین

	شرح	خوراک	پوشاک	مسکن	بهداشت و درمان
کمتر از ۶۰ لیتر مصرف ماهانه بنزین	عرض از مبدأ	۱/۲۵۱***	-۰/۲۵***	۱/۲۸۱***	-۰/۴۲۸***
	خوراک	۰/۰۷۵***	-۰/۰۵۵***	-۰/۰۲۵***	۰/۰۳۵***
	پوشاک	-۰/۰۵۵***	۰/۰۶۱***	-۰/۰۳۱***	۰/۰۰۹***
	مسکن	-۰/۰۲۵***	-۰/۰۳۱***	۰/۰۹۲***	-۰/۰۳۴***
	بهداشت و درمان	۰/۰۳۵***	۰/۰۰۹***	-۰/۰۳۴***	-۰/۰۲۰***
	بنزین	۰/۰۰۲**	۰/۰۰۲**	-۰/۰۰۶***	۰/۰۱۴***

[1]. Engstrom et al.
[2]. Madden
[3]. Vliet and Wang
[4]. Koomson and Danquah

شرح		خوراک	پوشاک	مسکن	بهداشت و درمان
	حمل و نقل	۰/۰۰۵*	۰/۰۰۷***	۰/۰۱۱***	-۰/۰۲۵***
	فرهنگی و تفریحی	-۰/۰۱۹***	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۱
	هتل و رستوران	-۰/۰۰۵***	-۰/۰۰۹***	-۰/۰۰۵***	۰/۰۰۰
	درآمد	-۰/۰۷۴***	۰/۰۲۲***	-۰/۰۶۵***	۰/۰۳۸***
بین ۶۰ الی ۸۰ لیتر مصرف ماهانه بنزین	عرض از مبدأ	۰/۱۵۹	-۰/۱۴۶***	-۰/۲۵۲***	-۰/۱۴۲***
	خوراک	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۹	-۰/۰۲۵**
	پوشاک	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۱
	مسکن	۰/۰۰۹	-۰/۰۰۱	۰/۰۴۱***	۰/۰۲۰**
	بهداشت و درمان	-۰/۰۲۵	۰/۰۱۱	۰/۰۲۰**	۰/۰۳۵***
	بنزین	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶***	۰/۰۱۱***	-۰/۰۰۹***
	حمل و نقل	۰/۰۲۳	-۰/۰۰۱	۰/۰۳۷***	-۰/۰۰۷
	فرهنگی و تفریحی	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰
	هتل و رستوران	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱
	درآمد	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۴***	۰/۰۱۷***	۰/۰۰۰
بین ۸۰ الی ۱۲۰ لیتر مصرف ماهانه بنزین	عرض از مبدأ	۰/۰۶۶	-۰/۱۷۴***	-۰/۲۸۲***	-۰/۰۸۲**
	خوراک	-۰/۰۰۲۲	-۰/۰۱۷*	۰/۰۴۱***	-۰/۰۷۹***
	پوشاک	-۰/۰۱۷	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۲۲***
	مسکن	۰/۰۴۱	۰/۰۰۳	۰/۰۶۹***	۰/۰۰۷
	بهداشت و درمان	-۰/۰۷۹	۰/۰۲۲***	۰/۰۰۷	۰/۰۰۸
	بنزین	۰/۰۱۱	-۰/۰۱۴***	-۰/۰۰۷***	-۰/۰۰۶***
	حمل و نقل	۰/۰۵۱	-۰/۰۰۸	۰/۰۱۸***	۰/۰۱۲
	فرهنگی و تفریحی	۰/۰۱۲۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶
	هتل و رستوران	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶**	-۰/۰۱۴***
	درآمد	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶***	۰/۰۱۹***	۰/۰۰۰
بیشتر از ۱۲۰ لیتر مصرف ماهانه بنزین	عرض از مبدأ	۰/۰۱۰۰	-۰/۱۰۷***	-۰/۳۰۲***	-۰/۰۹۴**
	خوراک	۰/۰۱۳	-۰/۰۱۱	۰/۰۳۸۲***	-۰/۰۴۰***
	پوشاک	-۰/۰۱۱	۰/۰۳۷***	۰/۰۰۰	۰/۰۴۴***
	مسکن	۰/۰۳۸	۰/۰۰۰	۰/۰۴۸۱***	۰/۰۰۲
	بهداشت و درمان	-۰/۰۴۰	۰/۰۴۴***	۰/۰۰۲۲	۰/۰۱۴

شرح		خوراک	پوشاک	مسکن	بهداشت و درمان
	بنزین	-۰/۰۲۱	۰/۰۰۵	-۰/۰۱۰***	-۰/۰۰۱
	حمل و نقل	۰/۰۶۸	-۰/۰۳۲***	۰/۳۱۰***	-۰/۰۱۸*
	فرهنگی و تفریحی	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰
	هتل و رستوران	-۰/۰۱۸	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۵	-۰/۰۱۰**
	درآمد	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲*	۰/۰۱۹***	-۰/۰۰۱
متغیرهای جمعیت شناختی	اندازه خانوار	۰/۰۱۷	۰/۰۰۲***	-۰/۰۱۸***	-۰/۰۰۶***
	سن	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰***	۰/۰۰۲***	۰/۰۰۰***
	جنسیت	۰/۰۱۷	-۰/۰۰۴	-۰/۰۱۰	-۰/۰۴۹***
	تحصیلات	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰***	۰/۰۰۲***	-۰/۰۰۱***
	شاغل	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶***	۰/۰۰۵***	-۰/۰۱۱***
	متاهل	۰/۰۲۹	-۰/۰۰۶**	-۰/۰۴۹***	۰/۰۰۳**
	مالک	۰/۰۲۱	۰/۰۰۳***	-۰/۰۴۶***	-۰/۰۰۵***

ادامه جدول ۳: برآورد سیستم معادلات تقاضای مصرفی خانوار به تفکیک طبقه‌بندی مصرف بنزین

شرح		بنزین	حمل و نقل	فرهنگی و تفریحی	هتل و رستوران
کمتر از ۶۰ لیتر مصرف ماهانه بنزین	عرض از مبدأ	۰/۰۱۷***	-۰/۴۵۱***	-۰/۰۵۷***	-۰/۰۶۱***
	خوراک	۰/۰۰۲*	۰/۰۰۵	-۰/۰۱۹***	-۰/۰۰۵***
	پوشاک	۰/۰۰۲**	۰/۰۰۷***	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۹***
	مسکن	-۰/۰۰۶***	۰/۰۱۱***	۰/۰۰۲*	-۰/۰۰۵***
	بهداشت و درمان	۰/۰۱۴***	-۰/۰۲۵***	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
	بنزین	۰/۰۰۲**	-۰/۰۱۰***	-۰/۰۰۱**	۰/۰۰۹***
	حمل و نقل	-۰/۰۱۰***	-۰/۰۰۶*	-۰/۰۰۲**	-۰/۰۰۶***
	فرهنگی و تفریحی	-۰/۰۰۱**	-۰/۰۰۲**	۰/۰۰۷***	۰/۰۰۸***
	هتل و رستوران	۰/۰۰۹***	-۰/۰۰۶***	۰/۰۰۸***	۰/۰۰۱
	درآمد	-۰/۰۰۱***	۰/۰۳۸۲***	۰/۰۰۴***	۰/۰۰۵***
بین ۶۰ الی ۸۰ لیتر مصرف ماهانه بنزین	عرض از مبدأ	۰/۴۷۹***	-۰/۳۹۳***	-۰/۰۲۵**	-۰/۰۵۸***
	خوراک	-۰/۰۰۶**	۰/۰۲۳**	۰/۰۱۸***	-۰/۰۰۹**
	پوشاک	-۰/۰۰۶***	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱

شرح		بنزین	حمل و نقل	فرهنگی و تفریحی	هتل و رستوران
	مسکن	۰/۰۱۱***	۰/۰۳۷***	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰
	بهداشت و درمان	-۰/۰۰۹***	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱۴
	بنزین	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۸***	۰/۰۰۳*	۰/۰۰۴**
	حمل و نقل	۰/۰۰۸***	-۰/۰۳۷***	-۰/۰۱۳***	۰/۰۰۱
	فرهنگی و تفریحی	۰/۰۰۳*	-۰/۰۱۳***	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲
	هتل و رستوران	۰/۰۰۴**	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۳
	درآمد	-۰/۰۲۷***	۰/۰۱۹***	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲***
بین ۸۰ الی ۱۲۰ لیتر مصرف ماهانه بنزین	عرض از مبدأ	۰/۶۰۶***	-۰/۵۴۰***	-۰/۰۳۲***	-۰/۰۴۰***
	خوراک	۰/۰۱۱***	۰/۰۵۱۳***	۰/۰۱۲**	-۰/۰۰۴
	پوشاک	-۰/۰۱۴***	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶
	مسکن	-۰/۰۰۷***	۰/۰۱۸***	۰/۰۰۶**	-۰/۰۰۶**
	بهداشت و درمان	-۰/۰۰۶***	۰/۰۱۲	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۴***
	بنزین	۰/۰۱۲***	۰/۰۰۶***	۰/۰۰۱	۰/۰۱۱***
	حمل و نقل	۰/۰۰۶***	-۰/۰۳۱***	۰/۰۱۳***	-۰/۰۰۱
	فرهنگی و تفریحی	۰/۰۰۱	-۰/۰۱۳***	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۲
	هتل و رستوران	۰/۰۱۱***	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۸***
	درآمد	-۰/۰۳۴***	۰/۰۲۸***	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۳***
بیشتر از ۱۲۰ لیتر مصرف ماهانه بنزین	عرض از مبدأ	۰/۷۶۷***	-۰/۶۲۶***	-۰/۰۶۱***	-۰/۰۲۹*
	خوراک	-۰/۰۲۱***	۰/۶۸۳***	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۸***
	پوشاک	۰/۰۰۵	-۰/۰۳۲***	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
	مسکن	-۰/۰۱۰***	۰/۰۳۱***	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۵
	بهداشت و درمان	-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۸*	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۰**
	بنزین	۰/۰۲۶***	۰/۰۱۴***	۰/۰۰۷***	۰/۰۰۱
	حمل و نقل	۰/۰۱۴***	-۰/۰۵۰***	-۰/۰۱۰**	۰/۰۰۶*
	فرهنگی و تفریحی	۰/۰۰۷***	-۰/۰۱۰**	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱
	هتل و رستوران	۰/۰۰۱	۰/۰۰۶*	-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۱***

	شرح	بنزین	حمل و نقل	فرهنگی و تفریحی	هتل و رستوران
	درآمد	-۰/۰۴۳***	۰/۰۳۳***	۰/۰۰۳۳***	۰/۰۰۳***
متغیرهای جمعیت شناختی	اندازه خانوار	۰/۰۰۰۱***	-۰/۰۰۳***	۰/۰۰۱***	۰/۰۰۰***
	سن	-۰/۰۰۰***	۰/۰۰۰***	۰/۰۰۰***	۰/۰۰۰***
	جنسیت	۰/۰۰۶***	۰/۰۱۳	۰/۰۰۲	۰/۰۳۳
	تحصیلات	۰/۰۰۰۰۹***	-۰/۰۰۲***	۰/۰۰۰***	۰/۰۰۰
	شاغل	۰/۰۰۳***	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	متاهل	۰/۰۰۴***	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱***	-۰/۰۰۳***
	مالک	۰/۰۰۱***	۰/۰۰۳***	۰/۰۰۱***	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش (***، ** و * به ترتیب سطح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نمایش می‌دهند.)

تفسیر اقتصادی ضرایب پارامترهای برآورد شده در مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به صورت مستقیم امکان‌پذیر نیست و لازم است کشش‌های مختلف برآورد و نتایج تفسیر شود که در ادامه تحلیل می شوند. با استفاده از برآوردهای حاصل شده فقط می‌توان معنی‌داری متغیرهای دموگرافیک را تفسیر کرد؛ طبق نتایج بدست آمده در جدول (۳)، به غیر از متغیر مجازی سن که رابطه معکوس با مصرف بنزین دارد سایر متغیرهای دموگرافیک شامل (اندازه خانوار، مالک مسکن بودن، جنسیت، تحصیلات، شاغل و صاحب درآمد بودن و متأهل بودن سرپرست خانوار) رابطه مستقیم و معنی‌داری دارند.

۵-۲- برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی

با بکارگیری معادلات نگاشته شده در بخش‌های قبلی، کشش قیمتی (مارشالی و هیکسی) و کشش درآمدی طبق جدول (۴) محاسبه شده است. همان‌گونه که در جدول (۴) ملاحظه می‌شود، کشش‌های بدست آمده گروه‌های مختلف کالایی در چهار طبقه مصرفی بنزین، برای برخی از گروه‌های کالایی تقریباً از حساسیت یکسانی برخوردار بوده و نوسان موجود قابل چشم‌پوشی است. مطابق با آن‌چه انتظار می‌رفت نتایج نشان می‌دهد کشش قیمتی تقاضا در گروه‌های کالایی، منفی و کشش درآمدی کلیه گروه‌های کالایی مثبت است.

جدول ٤: کشش قیمتی مارشالی، هیکسی و درآمدی با طبقه‌بندی مصرف ماهانه بنزین خانوار

گروه کالایی	شرح	کمتر از ٦٠ لیتر	٦٠ الی ٨٠ لیتر	٨٠ الی ١٢٠ لیتر	بیشتر از ١٢٠ لیتر
خوراک	کشش قیمتی مارشالی	-۰/۶۷۷۸	-۰/۶۴۲۵	-۰/۶۳۶۹	-۰/۵۵۹۵
	کشش قیمتی هیکسی	-۰/۴۴۶۳	-۰/۴۵۳۲	-۰/۴۵۶۸	-۰/۳۸۸۱
	کشش درآمدی	۰/۷۵۶۴	۰/۶۹۸۹	۰/۷۰۵۱	۰/۷۰۵۱
پوشاک	کشش قیمتی مارشالی	۰/۸۸۷۴	۰/۴۴۷۲	۰/۴۴۵۴	۱/۱۷۱۲
	کشش قیمتی هیکسی	۰/۹۴۱۹	۰/۵۱۱۵	۰/۵۱۲۸	۱/۲۴۱۱
	کشش درآمدی	۱/۶۹۸۳	۱/۷۱۸۰	۱/۷۵۳۵	۱/۵۶۰۱
مسکن	کشش قیمتی مارشالی	-۰/۶۵۰۳	-۰/۴۴۶۴	-۰/۳۴۰۰	-۰/۳۶۰۳
	کشش قیمتی هیکسی	-۰/۳۹۱۷	-۰/۲۳۰۹	-۰/۱۲۲۲	-۰/۱۷۰۲
	کشش درآمدی	۰/۷۹۷۳	۰/۸۱۸۲	۰/۸۲۵۴	۰/۸۰۳۹
بهداشت و درمان	کشش قیمتی مارشالی	-۱/۳۷۰۰	-۰/۷۲۵۰	-۱/۲۶۶۸	-۱/۱۴۲۸
	کشش قیمتی هیکسی	-۱/۲۷۱۶	-۰/۶۴۰۸	-۱/۱۷۸۴	-۱/۰۵۰۸
	کشش درآمدی	۱/۶۳۲۶	۱/۷۱۰۹	۱/۷۷۵۹	۱/۶۷۵۱
بنزین	کشش قیمتی مارشالی	-۰/۷۳۰۶	-۰/۹۴۷۹	-۰/۶۳۲۸	-۰/۴۷۶۳
	کشش قیمتی هیکسی	-۰/۷۲۴۳	-۰/۹۴۳۸	-۰/۶۲۶۶	-۰/۴۶۱۲
	کشش درآمدی	۰/۸۳۳۶	۰/۱۲۷۰	۰/۱۴۷۱	۰/۲۵۲۱
حمل و نقل	کشش قیمتی مارشالی	-۱/۱۹۸۸	-۱/۶۸۷۳	-۱/۵۸۵۳	-۱/۷۹۳۵
	کشش قیمتی هیکسی	-۱/۱۱۷۵	-۱/۵۵۹۵	-۱/۴۴۴۱	-۱/۶۴۱۶
	کشش درآمدی	۱/۸۸۶۸	۱/۸۱۵۱	۱/۸۹۶۸	۱/۸۹۸۶
فرهنگی و تفریحی	کشش قیمتی مارشالی	-۰/۳۲۱۷	-۰/۳۳۷۸	-۰/۴۹۰۲	-۰/۳۲۴۲
	کشش قیمتی هیکسی	-۰/۳۰۶۳	-۰/۳۲۰۰	-۰/۴۷۱۸	-۰/۳۰۰۷
	کشش درآمدی	۱/۴۶۲۶	۱/۴۵۰۳	۱/۴۸۳۲	۱/۵۳۸۴
هتل و رستوران	کشش قیمتی مارشالی	-۰/۷۶۳۶	-۱/۲۳۴۸	-۱/۷۵۱۱	-۱/۸۳۱۲
	کشش قیمتی هیکسی	-۰/۷۵۱۸	-۱/۲۱۸۶	-۱/۷۳۳۳	-۱/۸۱۰۸
	کشش درآمدی	۱/۸۲۱۶	۲/۰۱۴۵	۱/۹۲۳۸	۱/۷۳۹۸
سایر کالاها و خدمات	کشش قیمتی مارشالی	-۲/۰۴۸۶	-۱/۹۶۸۰	-۲/۰۱۵۲	-۲/۱۷۰۵
	کشش قیمتی هیکسی	-۱/۸۰۶۴	-۱/۶۸۷۴	-۱/۷۵۲۳	-۱/۹۰۴۷
	کشش درآمدی	۱/۱۵۵۴	۱/۰۹۷۲	۱/۰۳۴۵	۱/۰۴۶۷

منبع: یافته‌های پژوهش

کشش درآمدی برای سه گروه کالایی خوراک؛ مسکن، آب، فاضلاب، سوخت، روشنایی؛ و بنزین کمتر از یک شده و ضروری بودن این سه گروه کالایی را تأیید می‌نماید و مابقی گروه‌های کالایی مورد بررسی لوکس هستند. کشش قیمت و درآمدی تقاضای بنزین برای تمامی طبقات مصرفی کمتر از یک بدست آمد که با مطالعات بسیاری هم‌خوانی دارد.

در زمینه کشورهای یارانه دهنده بنزین، التونی و المطیری[1] (۱۹۹۵) برای کشور کویت نشان دادند تقاضای بنزین نسبت به قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت کشش ندارد و نسبت به درآمد در کوتاه‌مدت بی‌کشش است ولی در بلندمدت کشش دارد. ایویمی و همکاران[2] (۲۰۱۰) در مطالعه خود مصرف بنزین در نیجریه طی بازه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش نشان دادند. لین و ژن[3] (۲۰۱۳) برای کشور چین کشش قیمتی و درآمدی را کمتر از یک تخمین زدند. ارزاقی و اسکوالی[4] (۲۰۱۵) برای ۳۲ کشور در دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۸ تقاضا برای بنزین را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت از هر دو لحاظ قیمتی و درآمدی بی‌کشش بدست آوردند. کشش قیمتی و درآمدی تقاضای بنزین در موارد عدیده‌ای از جمله پیش‌بینی افزایش مصرف سوخت بر مبنای نوسانات ثروت هر کشور، توسعه سیاست‌های مالیاتی مناسب برای کاهش مصرف، تعیین چگونگی تکامل ترکیب سوخت و واکنش قیمت نسبت به اختلالات احتمالی، کاربرد دارد (دهل[5]، ۲۰۱۲).

کشش درآمدی برای مصارف کمتر از ۶۰ لیتر (محدوده سهمیه ماهانه)، با مقدار ۰/۸۳۳۶ بالاترین مقدار را داشته و نشان‌گر حساسیت بیشتر این طبقه نسبت به سایر طبقات مصرفی بنزین است؛ با افزایش درآمد، مصرف بنزین این گروه، چون به نقطه سیری نرسیده، بیش از سایر گروه‌ها، افزایش می‌یابد. برای مصرف بخش غیر سهمیه، به موازات افزایش مصرف بنزین، کشش درآمدی روندی صعودی دارد و نشان می‌دهد به موازات افزایش درآمد، مصرف بنزین نیز بیشتر می‌شود. بنزین برای خانواده‌ها یک کالای ضروری محسوب می‌شود؛ افزایش قیمت تأثیر قابل توجهی در مصرف آن‌ها ندارد و از نظر قیمتی بی‌کشش است. مصرف‌کنندگان بنزین در محدوده سهمیه ماهانه (۶۰ لیتر)، نسبت به تغییرات قیمت واکنش بیشتری دارند و هرگونه تغییر قیمتی، احتیاجات اساسی خانوارهای متعلق به این طبقه مصرفی را تحت تأثیر قرار داده و با توجه به تعلق داشتن دامنه وسیعی از خانوارهای مورد بررسی در این طبقه مصرفی (بیش از ۵۱ درصد)، باعث افزایش فقر در جامعه خواهد شد، از این رو، در فاز ابتدایی سناریو پیشنهادی، تغییری برای این طبقه مصرفی صورت

---

[1]. Eltony and Al-Mutairi
[2]. Iwayemi et al.
[3]. Lin and Zeng
[4]. Arzaghi and Squalli
[5]. Dahl

نمی‌پذیرد. برای مصرف بخش غیر سهمیه، به موازات افزایش مصرف بنزین، کشش قیمتی روندی نزولی دارد.

با عنایت به اینکه خانوارهای متعلق به طبقه مصارف بالاتر از ۱۲۰ لیتر با ۰/۴۷۶۳ کمترین کشش قیمتی را به خود اختصاص داده‌اند به دلیل عدم حساسیت به تغییر قیمت بنزین، واکنشی در مصرف بنزین خانوارهای این طبقه صورت نمی‌پذیرد؛ در نتیجه، بایستی قیمت‌گذاری به روشی تغییر یابد که نسبت به قیمت بنزین حساس شوند. بر اساس راهکار پیشنهادی و وضع مالیات به میزان ۵ درصد به ازای هر لیتر مازاد مصرفی، قیمت با افزایش مصرف بیشتر شده و در نتیجه حساسیت لازم ایجاد خواهد شد.

۵-۳- تغییرات فقر (مطلق و نسبی) در صورت اجرای سناریوی پیشنهادی

هدف اصلی در مطالعه حاضر، محاسبه تغییرات انواع فقر در اثر اجرای سیاست پیشنهادی برای اصلاح یارانه بنزین است. در سناریو پیشنهادی، قیمت متناسب با میزان مصرف افراد، متغیر بوده و با افزایش مصرف از سقف تعیین شده، قیمت بنزین افزایش می‌یابد. وضع مالیات بر مصرف بیش از سهمیه تعیین شده برای خانوار، منجر به تغییر رفاه خانوارها بر حسب میزان مصرف خواهد شد. همان‌گونه که قبلا ذکر گردید میزان سهمیه ماهانه طبق روال جاری است و به عبارت دیگر نرخ مالیات صفر تا سقف ۶۰ لیتر در ماه صفر است و با افزایش مصرف از حد تعیینی، ۵ درصد مالیات به ازای هر لیتر مازاد بر سهمیه به صورت پلکانی به قیمت بنزین اضافه می‌شود.

برای برآورد معیار جبرانی (CV)، سهم بودجه تخصیصی به گروه کالایی، تغییرات نسبی تقریبی قیمت و کشش قیمتی هیکسی (جبرانی) لازم است. با توجه به این‌که فرض می‌شود سایر گروه‌های کالایی تغییر قیمتی نداشته و فقط تغییر قیمت به گروه بنزین تعلق دارد[1]؛ بدین منظور سعی شده است بر اساس شیوه قیمت‌گذاری پیشنهادی، درصد تغییر قیمت‌ها (ΔPi) نسبت به مبلغ کنونی (۳۰,۰۰۰ ریال برای هر لیتر مصرف غیرسهمیه) اندازه‌گیری شود.

---

۱. در سناریوی پیشنهادی برای مصارف کمتر از ۸۰ لیتر، کاهش قیمت و برای مصارف بالاتر از ۸۰ لیتر افزایش قیمت صورت می‌گیرد بنابراین با توجه به اینکه درصد قابل توجهی از مصرف بنزین متعلق به طبقه زیر ۸۰ لیتر است، آثار تورمی بنزین روی قیمت سایر کالاها، صفر در نظر گرفته شده است.

جدول ۵: محاسبه تغییرات رفاهی ناشی از سناریوی پیشنهادی (معیار جبرانی)

شرح	نتیجه حاصل محاسبات		اعداد گردشده جایگزین[1]		معیار جبرانی-CV
	(لیتر در ماه)	ΔP_i	(لیتر در ماه)	ΔP_i	(هزار ریال در سال)
مصرف ماهانه ۶۰ الی ۸۰ لیتر	۷۱/۷	-۰/۰۵۸	۷۰	-۰/۰۹۱	۸۰۰
مصرف ماهانه ۸۰ الی ۱۲۰ لیتر	۹۹/۸	۰/۲۷۸	۱۰۰	۰/۲۸۳	-۵۸۴۳
مصرف ماهانه بیشتر از ۱۲۰ لیتر	۱۵۸/۳	۱/۴۶۵	۱۶۰	۱/۵۰۵	-۲۱۳۶۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با اجرای سیاست وضع مالیات بر مازاد مصرف، خانوارهایی که بین ۶۰ الی ۸۰ لیتر بنزین به صورت ماهانه مصرف می‌کنند ۸۰۰،۴۶۷ ریال به رفاه آن‌ها افزوده می‌شود و خانوارهایی با مصرف بین ۸۰ الی ۱۲۰ لیتر و بیش از ۱۲۰ لیتر مصرف ماهانه، به ترتیب ۵،۸۴۳،۰۸۹ ریال و ۲۱،۳۶۱،۲۹۰ ریال رفاه از دست می‌دهند. در گام بعدی با استفاده از معیار CV، شبیه‌سازی و به مخارج خانوار اضافه شده و فقر (نسبی و مطلق)، مجدداً محاسبه گردید. بر اساس نتایج حاصل شده، در طبقه مصرفی ۶۰ تا ۸۰ لیتر (فقر مطلق: از ۲۲/۱۲ در صد به ۲۱/۶۶ در صد؛ فقر نسبی از ۳۱/۰۹ در صد به ۳۰/۹۷ در صد) کاهش یافته است. در طبقه مصرفی ۸۰ تا ۱۲۰ لیتر (فقر مطلق: از ۱۸/۵۶ در صد به ۲۱/۱۷ در صد؛ فقر نسبی از ۳۱/۷۸ در صد به ۳۲/۷۶ در صد) افزایش و در نهایت در طبقه مصرفی بیش از ۱۲۰ لیتر (فقر مطلق: از ۱۰/۷۷ درصد به ۱۹/۳۱ درصد؛ فقر نسبی از ۳۱/۷۸ درصد به ۳۲/۷۶ درصد) نیز افزایش داشته است. در مجموع و با در نظر گرفتن کل خانوارهای مورد مطالعه (فقر مطلق: از ۳۴/۵۷ در صد به ۳۵/۳۹ در صد؛ فقر نسبی از ۳۳/۳۸ در صد به ۳۳/۶۱ در صد) تغییر یافته است.

در واقع با اجرای راهکار پیشنهادی طبقه مصرفی ۶۰ الی ۸۰ لیترکه ۵۱ درصد از خانوارهای مورد مطالعه را تشکیل می‌دهند، در مقایسه با دو طبقه مصرفی دیگر مخارج کمتری برای بنزین داشته و رفاه بیشتری کسب می‌نمایند و در نتیجه توزیع منابع به نحو عادلانه‌تری صورت پذیرفته است. بدین ترتیب علاوه بر کاهش فقر در این گروه مصرفی، از ایجاد هرگونه مشکلی در زمینه استطاعت از طرح پیشنهادی در میان بخش عمده‌ای از مصرف‌کنندگان اجتناب می شود. از طرفی دیگر وضع مالیات و افزایش بهای هر لیتر مازاد، با ایجاد حساسیت قیمتی برای خانوارهای طبقات مصرفی بالاتر، آن‌ها را به مصرف کمتر بنزین سوق داده و باعث افزایش استفاده کارآمد از آن

[1]. در این مطالعه، برای سهولت در درک عمیق‌تر، نتایج اخذ شده برای ΔP_i به اعداد رُند به شرح جدول (۵) تبدیل شد.

می‌شود. در نهایت امکان بازتوزیع منابع درآمدی حاصل از اخذ مالیات از دهک‌های درآمدی پر مصرف، برای تأمین مالی سایر برنامه‌های دولت یا پرداخت یارانه بنزین در محدوده سهمیه را فراهم ساخته و از فشار بودجه‌ای موجود، ناشی از حجم وسیع یارانه بنزین کاسته می‌شود.

٦- نتیجه‌گیری

گنجاندن اصلاحات یارانه سوخت‌های فسیلی در اهداف توسعه پایدار سازمان ملل متحد، منعکس‌کننده اجماع گسترده در مورد این مفهوم است که یارانه سوخت‌های فسیلی اساساً ناپایدار است. در سال‌های اخیر، موج حذف تدریجی یارانه سوخت در کشورهای مختلف، رشد چشمگیری داشته و با توجه به طیف گسترده اثرات نامطلوب چنین سیاستی چون انحرافات بازار، سرمایه‌گذاری کم در زیرساخت‌ها، کاهش کارایی، افزایش بار مالی، تغییرات آب و هوا و نابرابری درآمد؛ نیاز به اصلاحات روز به روز در حال افزایش است. با وجود این به دلیل احتمال شوک‌های عمده قیمت و اثرات نامطلوب توزیعی، سیاست‌های اصلاح و حذف یارانه با مخالفت مدنی بسیاری مواجه است. برای اخذ موافقت اکثریت، ضرورت دارد استراتژی‌های اصلاحی متناسب با وضعیت موجود اخذ شده و اقدامات مؤثری برای حصول اطمینان از استطاعت و محافظت معیشت شهروندان طراحی شود. مشکل اصلی طراحی چنین برنامه‌های حمایتی، شناسایی اقشار فقیر جامعه و اجتناب از منتفع شدن ثروتمندان است و به مسئله‌ای دشوار و پیچیده مبدل شده است.

خانوارها بر مبنای میزان درآمد، الگوهای مصرفی مختلف دارند و هر گونه اقدامی در جهت اصلاح یارانه، تأثیرات متفاوتی برای آن‌ها به دنبال خواهد داشت. به طور معمول، پُرمصرف‌کنندگان از اقشار مرفه جامعه هستند و از حجم بیشتر یارانه بهره می‌برند (اولیویر و روگری لادرچی[1]، ۲۰۱۸). بنابراین ضرورت دارد به منظور تحقق عدالت اجتماعی، با اجرای سیاست‌های مناسب چنین روندی متوقف شود. در این راستا، یکی از مناقشات همیشگی دولتمردان، اصلاح یارانه بنزین و تغییر مکانیزم قیمت‌گذاری آن است.

در حال حاضر، سیاست تثبیت قیمت بنزین به صورت دو نرخی (قیمت سهمیه‌ای و غیر سهمیه‌ای) اجرا می‌شود که در شرایط تورمی، راه حل منطقی نخواهد بود و با گذر زمان و انباشت هزینه‌های سنگین یارانه‌ای دولت از طرف عرضه و مصرف بی‌رویه داخلی و انگیزه کسب سود از

[1]. Olivier and Ruggeri Laderchi

محل قاچاق سوخت از طرف تقاضا، عملاً تداوم این سیاست را ناممکن ساخته است. جهت اجتناب از تکرار تجارب ناموفق گذشته، لازم است راهکاری ارائه شود که ضمن لحاظ ابعاد اجتماعی-سیاسی ناشی از اصلاح قیمتی، الگوی مصرف بنزین نیز تا حدودی اصلاح و کنترل شود.

از این رو، سناریوی قیمت‌گذاری غیر سهمیه‌ای بنزین متناسب با سطح مصرف به عنوان راهکار پیشنهادی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. در این سناریو، سهمیه مقداری با همان قیمت ثابت (۶۰ لیتر در ماه به نرخ ۱۵۰۰۰ ریال)، حفظ شده و صرفاً قیمت غیر سهمیه‌ای به صورت شناور و متناسب با میزان مصرف، مشمول ۵ درصد مالیات می‌شود. مطالعه حاضر به بررسی اثرات حذف یارانه بنزین و اجرای سناریو پیشنهادی بر انواع فقر (مطلق و نسبی) با استفاده از مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط برای چهار گروه مصرفی بنزین طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۹۶ می‌پردازد. بدین منظور سهم مخارج نُه گروه کالایی منتخب از سبد مصرفی خانوار شامل (خوراکی؛ پوشاک و کفش؛ مسکن، آب، فاضلاب، سوخت، روشنایی؛ بهداشت و درمان؛ بنزین؛ حمل و نقل به غیر از بنزین؛ خدمات فرهنگی و تفریحات؛ غذاهای آماده، هتل و رستوران؛ سایر کالاها و خدمات)، برآورد و کشش‌های قیمتی و درآمدی به تفکیک محاسبه شد.

نتایج نشان داد کشش قیمتی تقاضا در گروه‌های کالایی منفی و با قانون تقاضا هماهنگ است و کشش درآمدی برای سه گروه کالایی خوراک؛ مسکن، آب، فاضلاب، سوخت، روشنایی و بنزین کمتر از یک شده و ضروری بودن این سه گروه کالایی را تأیید می‌نماید و مابقی گروه‌های کالایی مورد بررسی لوکس هستند. در خصوص بنزین، برای مصرف غیر سهمیه ماهیانه، کشش قیمتی روند نزولی و کشش درآمدی روند صعودی دارد. از میان متغیرهای دموگرافیک مورد بررسی بجز متغیر مجازی سن که رابطه معکوس با مصرف بنزین دارد سایر متغیرهای دموگرافیک شامل (اندازه خانوار، مالک مسکن بودن، جنسیت، تحصیلات، شاغل و صاحب درآمد بودن و متأهل یا مجرد بودن سرپرست خانوار)، رابطه مستقیم و معنی‌داری با مصرف بنزین دارند. در گام بعدی با استفاده از معیار تغییرات جبرانی (CV) و رویکرد شبیه‌سازی، با فرض اجرایی شدن سناریو پیشنهادی، فقر مطلق و نسبی محاسبه شده و با میزان آن، قبل از اجرای طرح مقایسه می‌شود؛ هدف اصلی از سناریو پیشنهادی توزیع عادلانه منابع و ایجاد حساسیت قیمتی برای پُرمصرف‌کنندگان است، نتایج شبیه‌سازی نشان دارد فقر (مطلق و نسبی) در طبقه مصرفی ۶۰ الی ۸۰ لیتر کاهش می‌یابد و در نتیجه هدف اصلی پرداخت یارانه مبنی بر حمایت از دهک‌های پایین درآمدی حاصل می‌شود. از جانب

دیگر با افزایش قیمت بنزین برای طبقات بالای مصرفی، خانوارها برای اجتناب از فقر، میزان مصرف خود را بهینه کرده و برای بهره‌مندی از مزایای طبقات پایین مصرفی، بنزین کمتری استفاده می‌نمایند، همچنین محدودیت قیمتی، مانع بزرگی برای مصارف بی حد و حساب، اتلاف و قاچاق بنزین ایجاد کرده و باعث تقلیل مصرف می‌شود. بر مبنای نظریه رفتار مصرف‌کننده، رفتار مصرفی افراد به قیمت‌های نسبی آن بستگی دارد.

سیاست‌مداران تمایلی به اجرای اصلاحات ندارند، به ویژه در مواردی که ممکن است منجر به افزایش قابل توجه قیمت شود؛ این امر به خصوص در کشورهایی که هیچ مکانیسم مؤثری برای حمایت از فقرا یا جبران خسارت آسیب‌دیدگان وجود ندارد صادق است (مورنهوت[1]، ۲۰۱۷). در واقع مکانیسم‌های یارانه‌ای باعث ایجاد منافع برای گروه‌های خاصی می شود که به شدت مخالف اصلاحات هستند (اینچاوست و همکاران، ۲۰۱۸ ؛ کاکس هد و گرینگر[2]، ۲۰۱۸). اصلاح یارانه‌ها به دلیل آمیختگی اقتصاد و سیاست، امری پیچیده تلقی می شود (اسکوگارد و ون آسلت[3]، ۲۰۱۸؛ اینچاوست و ویکتور، ۲۰۱۷). برای پرهیز از تکرار تجربه آبان ماه ۱۳۹۸، لازم است هرگونه اقدامی در خصوص اصلاح یارانه و تغییر قیمت بنزین به گونه‌ای طراحی شود که تعداد موافقین حداکثر و مخالفین به حداقل برسد و با حمایت از خانوارهای فقیر و آسیب‌پذیر از مطرود شدن و در حاشیه ماندن بیشتر آن‌ها جلوگیری شود. نظرات در خصوص تغییر سیستم قیمت‌گذاری فعلی متفاوت است. رازینی و صبوری (۲۰۰۹) مطرح کردند به واسطه تغییر قیمت، مصرف بنزین به صورت ضعیفی کاهش و با گذشت مدت زمان کوتاه، افزایش می‌یابد. موسوی جهرمی (۲۰۱۴) نیز نشان داد تغییر قیمت بنزین ناشی از برقراری مالیات، تأثیر چندانی بر مصرف بنزین ندارد. داوودی و سالم (۲۰۰۶) عنوان می‌کنند کشش پایین قیمت بنزین باعث شده است مصرف بنزین، نسبت به قیمت چندان حساس نباشد. با این حال شیوه‌های مختلف قیمت‌گذاری بنزین در مطالعات مختلف پیشنهاد شده است. قدوسی (۲۰۱۸) در مطالعه خود راهکارهای آزادسازی کامل قیمت بنزین، کارت سوخت برای خودرو و بدون امکان خرید و فروش، سهمیه برای همه با امکان خرید و فروش، قیمت شناور و بازپرداخت خودکار را عنوان کرد. شاداب‌فر و همکاران (۲۰۲۰) چندین

---

[1]. Moerenhout
[2]. Coxhead and Grainger
[3]. Skovgaard and Van Asselt

سناریو مختلف را برای اصلاح مکانسیم قیمت‌گذاری بنزین بررسی کردند. ممی‌پور و همکاران (۲۰۲۱) چهار سیاست ۱. دونرخی بودن قیمت بنزین یا ادامه روند فعلی، ۲. تک نرخی بودن قیمت بنزین و پرداخت نقدی یارانه به خودرو، ۳. قیمت‌گذاری متناسب با مصرف بنزین، ۴. تک نرخی بودن قیمت بنزین و اختصاص سهمیه به افراد بجای خودرو را بر حسب شاخص‌های اقتصادی، اجتماعی و محیط زیستی مورد ارزیابی و اولویت‌بندی قرار دادند. هرگونه اقدامی در جهت اصلاح رویه قیمت گذاری بنزین پیامدهای مثبت و منفی متعددی به دنبال خواهد داشت. مطالعاتی چون سعادت‌مهر (۲۰۱۶)، عزیزی و همکاران (۲۰۱۲)، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۲۰۰۸)، خیابانی (۲۰۰۸) به آثار تورمی ناشی از اصلاح قیمت بنزین اشاره داشته‌اند. در سناریو پیشنهادی با توجه به محدودیت در جمع‌آوری داده، فقط تغییرات قیمت بنزین مورد نظر قرار گرفته است، در صورتی که با توجه به جایگاه بنزین در اقتصاد، هر تغییری در قیمت آن، موجی از نوسانات قیمتی را در سایر گروه‌های کالایی به همراه خواهد داشت؛ از این رو، در روند حرکت به سمت اصلاح یارانه بنزین باید از برنامه‌های تکمیلی دیگر استفاده کرد تا به تدریج هدف اصلی حاصل شود.

References

Akimaya, M. & Dahl, C. (2017). "Simulation of Price Controls for Different Grade of Gasoline: The Case of Indonesia". Energy Economics **68**: 373-382 .

Akimaya, M. & Dahl, C. (2022). "Political Power, Economic Trade-Offs, and Game Theory in Indonesian Gasoline Subsidy Reform". Energy Research & Social Science **92**: 102782 .

Alleyne, M. T. S. C. & Hussain, M. M. (2013). *Energy Subsidy Reform in Sub-Saharan Africa: Experiences and Lessons*, International Monetary Fund .

Angel-Urdinola, D. & Wodon, Q. (2007). "Do Utility Subsidies Reach the Poor? Framework and Evidence for Cape Verde, Sao Tome, and Rwanda". Economics Bulletin **9**(4): 1-7 .

Arzaghi, M. & Squalli, J. (2015). "How Price Inelastic is Demand for Gasoline in Fuel-Subsidizing Economies? Energy Economics **50**: 117-124 .

Atamanov, A. Mostafavi-Dehzooei, M. H. & Wai-Poi, M. G. (2020). "Welfare and Fiscal Implications from Increased Gasoline Prices in the Islamic Republic of Iran". World Bank Policy Research Working Paper.(9235)

Azizi, M. Kazemi, Sh. & Heydari Beyuki, A. (2011). "Analyzing the Inflationary Effects of Energy Carrier Price Adjustments in the Topic of Targeting Subsidies

with the Approach of Economic Management". The First International Conference on Oil and Gas in Tehran. (In Persian)

Bergh, A. & Nilsson, T. (2014). "Is Globalization Reducing Absolute Poverty?". World Development42-61.

Breton, M. & Mirzapour, H. (2016). "Welfare Implication of Reforming Energy Consumption Subsidies". Energy Policy **98**: 232-240 .

Coady, M. D. Parry, I. W. Sears, L. & Shang, B. (2015). *How Large are Global Energy Subsidies?*, International Monetary Fund .

Coxhead, I. & Grainger, C. (2018). "Fossil Fuel Subsidy Reform in the Developing World: Who Wins, Who Loses, and Why?". Asian Development Review **35**(2): 180-203.

Dahl, C. A. (2012). "Measuring Global Gasoline and Diesel Price and Income Elasticities". Energy Policy **41**: 2-13 .

Dartanto, T. (2013). "Reducing Fuel Subsidies and the Implication on Fiscal Balance and Poverty in Indonesia: A Simulation Analysis". Energy Policy **58**: 117-134.

Davis, L. W. (2014). "The Economic Cost of Global Fuel Subsidies". American Economic Review **104**(5): 581-585.

Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980). "An Almost Ideal Demand System". The American Economic Review **70**(3): 312-326 .

Del Granado, F. J. A. Coady, D. & Gillingham, R. (2012). "The Unequal Benefits of Fuel Subsidies: A Review of Evidence for Developing Countries". World Development **40**(11): 2234-2248.

Díaz, A. O. & Medlock, K. B. (2021). "Price Elasticity of Demand for Fuels by Income Level in Mexican Households". Energy Policy **151**: 112132.

Eltony, M. N. & Al-Mutairi, N. H. (1995). "Demand for Gasoline in Kuwait: an Empirical Analysis using Cointegration Techniques". Energy Economics **17**(3): 249-253.

Engstrom, R. Hersh, J. S. & Newhouse, D. L. (2017). "Poverty from Space: using High-Resolution Satellite Imagery for Estimating Economic Well-Being". World Bank Policy Research Working Paper (8284).

Etang Ndip, A. (2019). "Fuel Subsidy Reform in Sudan: An Assessment of the Direct Welfare Impact on Households". Poverty and Equity Global Practice, Africa 1-17 .

Friedman, J. & Levinsohn, J. (2002). "The Distributional Impacts of Indonesia's Financial Crisis on Household Welfare: A “Rapid Response” Methodology". The World Bank Economic Review **16**(3): 397-423.

Gasim, A. A. Agnolucci, P. Ekins, P. & De Lipsis, V. (2023). "Modeling Final Energy Demand and the Impacts of Energy Price Reform in Saudi Arabia". Energy Economics **120**: 106589.

Ghoddusi, H. Rafizadeh, N. & Rahmati, M. H. (2018). "Price Elasticity of Gasoline Smuggling: A Semi-Structural Estimation Approach". Energy Economics **71**: 171-185 .

Ghoddusi, H. Morovati, M. & Rafizadeh, N. (2022). "Dynamics of Fuel Demand Elasticity: Evidence from Iranian Subsidy Reforms". Energy Economics **110**: 106009.

Giuliano, F. Lugo, M. A. Masut, A. & Puig, J. (2020). "Distributional Effects of Reducing Energy Subsidies: Evidence from Recent Policy Reform in Argentina". Energy Economics **92**: 104980.

Glomm, G. & Jung, J. (2015). "A Macroeconomic Analysis of Energy Subsidies in a Small Open Economy". Economic Inquiry 53(4):1783-1806.

Groot, L. & Oostveen, T. (2019). "Welfare Effects of Energy Subsidy Reform in Developing Countries". Review of Development Economics **23**(4): 1926-1944.

Hatemvand, Z. Shadabfar, E. Amraie, A. Shokri, M. (2020). "Investigating the Pricing of Gasoline and its Subsidies in Iran's Economy". Economic Magazine (Bimonthly Review of Economic Issues and Policies); **20**(1 and 2): 49-91 (In Persian)

Hausman, J. A. (1981). "Exact Consumer's Surplus and Deadweight Loss". The American Economic Review **71**(4): 662-676 .

Hong, L. Liang, D. & Di, W. (2013). "Economic and Environmental Gains of China's Fossil Energy Subsidies Reform: A Rebound Effect Case Study with EIMO Model". Energy Policy **54**: 335-342 .

IMF, D. F. (2014). IMF Country Report No. 14/336. *Denmark, Financial System Stability Assessment, IMF Publication Services, Washington, December*, 1-48.

Inchauste, G. & Victor, D. G. (2017). *The Political Economy of Energy Subsidy Reform*, World Bank Publications .

Iwayemi, A. Adenikinju, A. & Babatunde, M. A. (2010). "Estimating Petroleum Products Demand Elasticities in Nigeria: A Multivariate Cointegration Approach". Energy Economics **32**(1): 73-85.

Jiang, Z. Ouyang, X. & Huang, G. (2015). "The Distributional Impacts of Removing Energy Subsidies in China". China Economic Review **33**: 111-122 .

Khiyabani, N. (2008). "A Calculable General Equilibrium Model for Evaluating the Increase in the Price of Energy Carriers in Iran's Economy". Energy Economics Studies (5): 16-34. (In Persian)

Kimbrell, C. M. (2022). "Energy Policy as a Driver of Energy Poverty? Perhaps Not". Energy for Sustainable Development **71**: 568-572 .

Koomson, I. & Danquah, M. (2021). "Financial Inclusion and Energy Poverty: Empirical Evidence from Ghana". Energy Economics **94**: 105085 .

Krajňák, M. (2023). "Fuels Taxation in the Context of Tax Reforms in the Czech Republic". Journal of Tax Reform **9**(1): 34-46.

Li, Z. & Solaymani, S. (2021). "Effectiveness of Energy Efficiency Improvements in the Context of Energy Subsidy Policies". Clean Technologies and Environmental Policy **23**: 937-963.

Lin, C.-Y. C. & Zeng, J. J. (2013). "The Elasticity of Demand for Gasoline in China". Energy Policy **59**: 189-197 .

Madden, D. (2000). "Relative or Absolute Poverty Lines: A New Approach". Review of Income and Wealth **46**(2): 181-199 .

Majlis Research Center (2007). "The Effects of Increasing the Price of Some Energy Products (Gasoline and Diesel) on the General Level of Base Inflation". Bureau of Economic Studies (Commodity Economy Group). (In Persian)

Mamipour, S. Sayadi, M. Azizkhani, M. (2022). "Theoretical Analysis of Gasoline Pricing Policies in Iran: Challenges and Solutions". Review of Iran's Economic Issues **2**(8) serial number: 18. (In Persian)

Moerenhout, T. (2017). "Harnessing Social Safety in a Context of Changing Social Contracts: Compensation Schemes and Subsidy Reforms in the GCC". Oxford Institute for Energy Studies 1-23.

Morgan, T. (2002). "Reforming Energy Subsides: An Explanatory Summary of the Issues and Challenges in Removing or Modifying Subsidies on Energy that Undermine the Pursuit of Sustainable Development".

Moshiri, S. (2013). *Energy Price Reform and Energy Efficiency in Iran*, SSRN .ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft/Leibniz Information Centre for Economics. 1-10.

Moshiri, S. & Santillan, M. A. M. (2018). "The Welfare Effects of Energy Price Changes Due to Energy Market Reform in Mexico". Energy Policy **113**: 663-672.

Moshiri, S. (2020). "Consumer Responses to Gasoline Price and Non-Price Policies". Energy Policy **137**: 111078.

Murjani, A. (2017). "Energy Goods Demand in Tabalong Regency: Almost-Ideal Demand System Approach". Jurnal Bina Praja: Journal of Home Affairs Governance **9**(2): 307-319 .

Mousavi Jahormi, Y. (2013). "Predicting Value Added Tax on Gasoline Consumption". Economic Growth and Development Research **6**(21): 107-120. (In Persian)

Olivier, A. & Ruggeri Laderchi, C. (2018). *Analyzing the Incidence of Consumer Price Subsidies and the Impact of Reform on Households—Quantitative Analysis,* World Bank: 1-48.

Ofori, R. O. (2023). "The Economic Cost of Fuel Subsidies in Ghana". Socio-Economic Planning Sciences 101587.

Oré, M. A. H. Sousa, L. D. & Tornarolli, L. (2017). *Fiscal and Welfare Impacts of Electricity Subsidies in Central America*, World Bank Publications .

Pezhoyan, J. (1995). *Identification and Support of Vulnerable Groups, Ministry of Economic Affairs and Finance - Deputy of Economic Affairs*, Tehran. (In Persian)

Piraei, Kh. and Shaheswar, M. R. (2009). "Investigating the Poverty Situation in Urban and Rural Areas of Fars Province". Economic Journal **9**(3 (series 34)): 233-264. (In Persian)

Razini, I. Sabouri Deilmi, M. H. (2009). "Investigating the Effects of the Implementation of the Targeted Subsidies Plan on Gasoline Consumption in Iran". Economic Modeling **2**(8): 123-152. (In Persian)

Ravallion, M. (2020). "On Measuring Global Poverty". Annual Review of Economics **12**: 167-188 .

Rentschler, J. & Bazilian, M. (2017). "Reforming Fossil Fuel Subsidies: Drivers, Barriers and the State of Progress". Climate Policy **17**(7): 891-914 .

Saadat Mehr, M. (2015). "The Effect of Increasing the Price of Gasoline and Diesel on the Inflation Rate in Iran". Quarterly Journal of Energy Planning and Policymaking Research **3**: 85-104. (In Persian)

Sarrakh, R. Renukappa, S. Suresh, S. & Mushatat, S. (2020). "Impact of Subsidy Reform on the Kingdom of Saudi Arabia's Economy and Carbon Emissions". Energy Strategy Reviews **28**: 100465.

Schaffitzel, F. Jakob, M. Soria, R. Vogt-Schilb, A. & Ward, H. (2020). "Can Government Transfers Make Energy Subsidy Reform Socially Acceptable? A Case Study on Ecuador". Energy Policy, **137**: 111120 .

Siddig, K. Aguiar, A. Grethe, H. Minor, P. & Walmsley, T. (2014). "Impacts of Removing Fuel Import Subsidies in Nigeria on Poverty". Energy Policy **69**: 165-178.

Skovgaard, J. & Van Asselt, H. (2019). "The Politics of Fossil Fuel Subsidies and their Reform: Implications for Climate Change Mitigation". Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change **10**(4): e581 .

Tang, K. Li, Z. & He, C. (2023). "Spatial Distribution Pattern and Influencing Factors of Relative Poverty in Rural China". Innovation and Green Development **2**(1): 100030 .

Timilsina, G. R. & Pargal, S. (2020). "Economics of Energy Subsidy Reforms in Bangladesh". Energy Policy **142**: 111539 .

Townsend, P. (1970). "Concept of Poverty". International Seminar on Poverty (1967: University of Essex).

Ur Rahman, Z. (2021). "A Micro-Level Data Analysis of Household Energy Demand in Khyber Pakhtunkhwa, Pakistan: An Application of Linear Approximate Almost Ideal Demand System". Growth and Change **52**(1): 518-538 .

Van Vliet, O. & Wang, C. (2015). "Social Investment and Poverty Reduction: A Comparative Analysis across Fifteen European Countries". Journal of Social Policy **44**(3): 611-638.

Vandeninden, F. Grun, R. & Fecher, F. (2022). "Energy Subsidies and Poverty: The Case of Fossil Fuel Subsidies in Burkina Faso". Energy for Sustainable Development **70**: 581-591.

Wan, G. Hu, X. & Liu, W. (2021). "China's Poverty Reduction Miracle and Relative Poverty: Focusing on the Roles of Growth and Inequality". China Economic Review **68**: 101643 .

Yemtsov, R. G. & Moubarak, A .S. (2018). *Assessing the Readiness of Social Safety Nets to Mitigate the Impact of Reform: Households* .(No. 128013, pp. 1-54). The World Bank.

Zarepour, Z. & Wagner, N. (2022). "Cash Instead of Subsidy: Assessing the Impact of the Iranian Energy Subsidy Reform on Households". Energy Policy **168**: 113145.

Zellner, A. (1962). "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias". Journal of the American statistical Association **57**(298): 348-368.

Zhang, T. Zhang, Y. Wan, G. & Wu, H. (2020). "Poverty Reduction in China and India: a Comparative Study". The Singapore Economic Review **65**(supp01): 95-115.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 40-79

Investigating the economic impact of non-pharmaceutical interventions by governments during the outbreak of the COVID-19: A comparison of developed and developing countries

Mahdieh Rezagholizadeh[*] [1], Hossein Jafari[2], Morteza Abdolhosseini [3]

Received: 08-05-2023 Accepted: 17-07-2023

Extended Abstract

Purpose: Late in 2019, the corona virus outbreak caused complex economic issues and substantially impacted the global economy. Governments resorted to non-pharmaceutical interventions, such as social isolation and mandatory quarantines to combat the ever-increasing spread of this virus. These restrictions, which are referred to as a non-vaccine intervention, have been criticized by some economists, and this led to the formation of the topic of the government's actions against the spread of the virus. What effect has it had on the economy and especially macro–variables? In the economic cycle, the imposition of restrictions and quarantine and measures like these have caused a decrease in the supply of labor, a decrease in the activity of enterprises, their production and the gross domestic production. Considering the possibility of the economic costs of these interventions imposed on the economies of countries, the current research attempts to investigate the economic effects of non-pharmacological measures taken during the period of the COVID-19 spread in a number of developed and developing nations.

Methodology: This study aims to examine the impact of non-pharmaceutical government interventions on the gross domestic production (GDP) of developing and developed nations during the period of 2020 to 2022. This is done with seasonal data, and, for each country, the panel generalized moments model (Panel GMM) is utilized. Therefore, the following model is estimated for each group of countries:

$$Ln\,Gdp_{it} = \beta_1 LnGdp_{it-1} + \beta_2 LnOpen_{it} + \beta_3 LnTourism_{it} + \beta_4 LnStrin_{it} +$$

[1]. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. Email: m.gholizadeh@umz.ac.ir
[2]. PhD student in economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. Email: h.jafari01@umz.ac.ir
[3]. MA of Economics, University of Science and Technology, Tehran, Iran. Email: m_abdolhosseiny@pgre.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 40-79

$\beta_5 LnNewc_{it} + \varepsilon_{it}$,
where Gdp represents GDP at constant prices in 2015, $Open$ represents the degree of trade openness, $Tourism$ represents the number of tourists, $Strin$ represents the government stringency index, and $Newc$ represents the number of new COVID cases.

Findings and Discussion: The results of the panel GMM estimation indicate that the previous-period GDP had a positive and significant effect on the current-period GDP in both developed and developing countries. The degree of trade openness has a positive and significant effect on the GDP in both developed and developing countries, such that a one-percent increase in the trade openness raises the GDP by 0.026% in developed countries and by 0.634% in developing countries. The results from both categories of the studied countries indicate that the number of tourists entering the country had a positive and statistically significant effect on the GDP. In developed countries, a one-percent increase in the number of incoming tourists results in a 0.107% increase in the GDP, while, in developing countries, it results in a 0.03% increase in the GDP. The government austerity index, which is used to evaluate the economic costs of non-pharmaceutical interventions during the COVID-19 pandemic, has had a negative and significant impact on the GDP of both developed and developing countries. This indicates that government austerity has a negative and significant effect on economic growth. It is that non-medicinal government interventions to control the epidemic have resulted in a decline in the gross domestic production of countries. The findings indicate that a one-percent increase in the government austerity index decreases the GDP by 0.03 percent in established nations and by 0.001 percent in developing ones. This difference in the estimated coefficient indicates that the austerity index had a greater negative impact on the GDP of developed nations. The variable coefficient for the number of newly infected individuals differs in developed and developing nations. In developed nations, this coefficient is negative and statistically significant. The number obtained for this coefficient in this group of countries indicates that, as predicted, a one-percent increase in the number of new cases of COVID-19 has resulted in a 0.001% decrease in the GDP, whereas, in developing countries, a one-percent increase in the number of new cases of the disease has resulted in a 0.009% increase in the GDP.

Conclusion and Policy Implications: Due to the rapid global spread of COVID-19, the government's role in controlling and overcoming this situation has been undeniable and indispensable. Therefore, it is recommended that governments stimulate aggregate demand and increase their expenditure (G) through various monetary and financial channels, such as lowering interest rates, providing packages and support facilities, and reducing taxes. Since effective vaccines were not yet discovered at the beginning of the spread of this virus and, therefore, it was necessary and natural for governments to adopt preventative austerity measures, it is suggested that, in such critical times, governments could be warned to increase information regarding the economic cost and negative effects of non-pharmaceutical measures on the country. The results of this research provide policymakers with the possibility of future epidemics of comparable or even greater magnitude than COVID-19. This index measures the economic costs incurred by the government during these times. It

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 40-79

suggests that, by understanding and analyzing such costs in similar circumstances, organizations can modify their strategies or develop support mechanisms to reduce the cost and external effects of such actions.

Keywords: COVID-19, Non-Pharmacological Interventions, Stringency Index, Developed Countries, Developing Countries.

JEL Classification: O49, O10, C50.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: ۴۰-۷۹

بررسی تاثیر اقتصادی مداخلات غیر دارویی دولت‌ها طی دوره شیوع ویروس کووید-۱۹: مقایسه کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه

مهدیه رضاقلی زاده* [۱]، حسین جعفری [۲]، مرتضی عبدالحسینی [۳]

دریافت: ۱۸-۰۲-۱۴۰۲ **پذیرش: ۲۶-۰۴-۱۴۰۲**

چکیده

شیوع ویروس کرونا در اواخر سال ۲۰۱۹ میلادی منجر به مشکلات پیچیده اقتصادی شد و به طور قابل توجهی اقتصاد جهانی را تحت تأثیر خود قرار داد. تحت تاثیر بحران به وجود آمده نا شی از شیوع این ویروس، دولت‌ها برای مقابله با گسترش روزافزون آن، از مداخلات غیر دارویی نظیر فاصله گذاری اجتماعی و قرنطینه‌های اجباری استفاده نمودند. با توجه به احتمال ایجاد هزینه‌های اقتصادی این مداخلات در اقتصاد کشورها، در پژوهش حا ضر تأثیرات اقتصادی اقدامات غیر دارویی انجام شده طی دوره‌ی شیوع ویروس کووید-۱۹ در مجموعه‌ای از کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، با به کارگیری مدل‌های پانل و تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته طی دوره زمانی ۲۰۲۰ تا ۲۰۲۲ میلادی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که شاخص سخت‌گیری دولت (که به عنوان معیاری برای ارزیابی هزینه‌های اقتصادی مداخلات غیر دارویی ا ستفاده می‌شود)، در هر دو گروه کشورهای مورد بررسی، تاثیر منفی و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی داشته است، به‌عبارتی مداخلات غیر دارویی دولت‌ها برای مهار همه‌گیری کووید-۱۹، منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی کشورها شده است. بر اساس نتیجه به‌دست‌آمده در مورد دو گروه کشورهای مورد بررسی، این تاثیر منفی در کشورهای توسعه‌یافته بیشتر از کشورهای درحال‌توسعه بوده و این تفاوت در ضریب برآوردی بیان‌گر این است که در کشورهای توسعه‌یافته، شاخص سخت‌گیری تاثیر منفی بزرگتری بر تولید ناخالص داخلی داشته است.

واژگان کلیدی: ویروس کووید-۱۹، مداخلات غیر دارویی، شاخص سخت‌گیری، کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه.

طبقه‌بندی JEL: C50، O10، O49.

[۱]. نویسنده مسئول. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. m.gholizadeh@umz.ac.ir

[۲]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. h.jafari01@umz.ac.ir

[۳]. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علم و صنعت، تهران، ایران. m_abdolhosseiny@pgre.ac.ir

۱- مقدمه

بیماری همه‌گیر کووید-۱۹، در اواخر سال ۲۰۱۹ میلادی آغاز گردید و ظرف چند ماه به تمامی کشورهای جهان سرایت پیدا کرد. این همه‌گیری یکی از فاجعه‌های پیشرو در تاریخ مدرن بوده و بر شاخص‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی تأثیر منفی گذاشته است (چن و همکاران[1]، ۲۰۲۱؛ شوس و همکاران[2]، ۲۰۲۱). همه‌گیری کووید-۱۹ که ابتدا به عنوان یک بحران بهداشتی شروع شد، به طور قابل توجهی به اقتصاد جهان آسیب وارد کرد (نیکولا و همکاران[3]،۲۰۲۰). هم‌زمان با آغاز همه‌گیری ویروس کووید-۱۹ و کشنده‌تر بودن این ویروس نسبت به آنفلونزای معمولی، اولویت سیاست‌گذاران در اقتصادهای پیشرو، مقابله با گسترش این بیماری بود و هست (یامین[4]، ۲۰۲۰). به همین منظور، سیاست‌گذاران، اقداماتی نظیر فاصله‌گذاری اجتماعی و قرنطینه‌های اجباری را برای به حداقل رساندن تحرک اجتماعی به کار گرفتند که منجر به ایجاد تغییراتی در عملکرد اقتصادی شد. بدیهی است که اندازه‌گیری پدیده‌های پیچیده به شکل عددی برای تحقیقات تجربی یک موضوع چالش برانگیز در علوم اجتماعی بوده (ماروزی[5]، ۲۰۱۶؛ دیامانتوپولوس و وینکلهوفر[6]، ۲۰۰۱) و اگر واکنش دولت‌ها به گسترش کووید-۱۹ را در نظر بگیریم، این چالش سخت‌تر نیز می‌شود. دولت‌ها در سرتاسر جهان طیف وسیعی از سیاست‌های مهار و تعطیلی را در پاسخ به همه‌گیری کووید-۱۹ اعمال کرده‌اند که البته این سیاست‌ها به‌طور قابل توجهی در بین دولت‌ها متفاوت نیز بوده است (مایکل نلسون[7]، ۲۰۲۱). با وجود این، دولت‌ها از مداخلات غیر دارویی (NPI[8]) برای متوقف کردن یا حداقل کند کردن گسترش کووید-۱۹، استفاده کردند. اقدامات معمولی شامل استفاده از ماسک در مکان‌های عمومی، تعطیلی مدارس، رستوران‌ها و سایر مکان‌ها بود که گاهی اوقات به قرنطینه‌ی خانگی نیز ختم می‌شد و به مردم دستور داده می‌شد که در خانه‌های خود بمانند. علیرغم اینکه این اقدامات می‌تواند تأثیر چشم‌گیری بر اقتصاد کشورها داشته باشد، تاکنون مطالعات بسیار محدودی در مورد اینکه کدام یک از اقدامات دولت بیشترین

---

1. Chen et al. (2021)
2. Shoss et al. (2021)
3. Nicola et al. (2020)
4. Yamin (2020)
5. Marozzi (2016)
6. Diamantopoulos and Winklhofer (2001)
7. Michael Nelson (2021)
8. Non-Pharmacological Interventions

تأثیر را بر اقتصاد کشورها داشته است و تا چه اندازه، رکود ایجاد شده پس از همه‌گیری کووید-۱۹، ناشی از مداخلات غیر دارویی دولت‌ها بوده است؛ وجود دارد. با توجه به اینکه بسیاری از کشورها، مداخلات غیر دارویی مشابهی را اتخاذ کرده‌اند، مقایسه تجربه آن‌ها نیازمند شاخصی است که قابل مقایسه و عددی باشد تا بتواند برای رویکردهای آماری استاندارد مفید باشد.

شاخص سخت‌گیری (SI[1]) که واکنش دولت‌ها را در مواجه با گسترش کووید-۱۹، به‌صورت کمی و عددی تبدیل می‌کند (هیل و همکاران[2]، ۲۰۲۰)، برای اولین بار توسط مرکز اروپایی پیشگیری و کنترل بیماری (ECDC[3]) با همکاری دانشگاه آکسفورد در سال ۲۰۲۱ میلادی ایجاد شد. این شاخص بر اساس مجموعه‌ای از اقدامات دولت‌ها در مواجهه با کووید-۱۹ ارائه گردیده و به طور گسترده توسط محققان در سراسر رشته‌ها به کار گرفته شده است (ادجر و همکاران[4]، ۲۰۲۰؛ یان و همکاران[5]، ۲۰۲۰).

این محدودیت‌ها که از سوی دولت به عنوان یک مداخله غیر واکسنی از آن یاد می‌شود، مورد انتقاد برخی از اقتصاددانان بوده و در نهایت، این چالش منجر به شکل‌گیری موضوعی شد که به این سؤال پاسخ می‌داد که اقدامات دولت در برابر شیوع ویروس کووید-۱۹، چه تأثیری بر اقتصاد و به خصوص متغیرهای کلان گذاشته است. در چرخه اقتصادی، اعمال محدودیت و قرنطینه و اقداماتی مانند این‌ها باعث کاهش عرضه نیروی کار، کاهش فعالیت بنگاه‌ها و به تبع آن تولیدات آن‌ها و در نهایت تولید ناخالص داخلی شده است. حلقه گمشده‌ای که جهت تحلیل تأثیر تصمیمات دولت بر تولید ناخالص داخلی و یا رشد اقتصادی وجود دارد، تفکیک و دسته‌بندی پاسخ دولت به ویروس کووید-۱۹ است که با استفاده از شاخص مطرح شده از سوی دانشگاه آکسفورد تحت عنوان شاخص سخت‌گیری دولت پوشش داده خواهد شد. شاخص سخت‌گیری به عنوان معیاری برای ارزیابی هزینه‌های اقتصادی مداخلات غیر دارویی دولت‌ها در طول همه‌گیری کووید-۱۹ در نظر گرفته می‌شود.

با توجه به اهمیت این موضوع، پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر اقتصادی مداخلات غیر دارویی دولت‌ها بر تولید ناخالص داخلی (GDP) با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۲۰۲۰

---

1. Stringency Index
2. Hale et al. (2020)
3. European Centre for Disease Prevention and Control (2021)
4. Edejer et al. (2020)
5. Yan et al. (2020)

تا ۲۰۲۲ (دوره‌ی همه‌گیری ویروس کووید-۱۹)، در مجموعه‌ای از کشورها شامل کشورهای درحال‌توسعه[۱] و کشورهای توسعه‌یافته[۲] و با به کارگیری تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) است. با توجه به این که بر اساس اطلاعات موجود در زمینه میزان و نحوه‌ی اقدامات سخت‌گیرانه دولت‌ها در دوره شیوع ویروس کووید-۱۹، کشورهای توسعه‌یافته اقدامات سخت‌گیرانه‌تر و بیشتری در این رابطه انجام داده‌اند، در این مطالعه تلاش شده است تا با تقسیم‌بندی کشورها به دو گروه توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، به بررسی تاثیر این اقدامات سخت‌گیرانه بر تولید ناخالص داخلی کشورها پرداخته شود. هدف از انجام این تقسیم‌بندی و بررسی مدل تحقیق به طور جداگانه در دو گروه از کشورها، مقایسه نتایج بر مبنای سطح توسعه‌یافتگی کشورها و بررسی تفاوت در اندازه تاثیرات در دو گروه مورد بررسی است. بنابراین می‌توان گفت پژوهش حاضر از مقایسه‌ی بین کشوری برخوردار بوده است و در آن به تفاوت‌های ساختاری بین کشورها توجه شده است.

این مطالعه به صورت زیر سازماندهی می‌شود: در بخش دوم ابتدا مروری بر مبانی نظری و ادبیات تحقیق خواهیم داشت. در بخش سوم شاخص‌های واکنش دولت‌ها در مواجهه با ویروس کووید-۱۹ معرفی می‌شود. در ادامه پیشینه مطالعات ارائه می‌شود. در بخش پنجم به معرفی مدل و متغیرهای تحقیق پرداخته شده و سپس نتایج برآورد مدل ارائه می‌شود. در پایان نیز بر اساس نتایج به دست آمده، پیشنهاداتی ارائه خواهد گردید.

۲- مبانی نظری پژوهش: تأثیر ویروس کووید-۱۹ بر اقتصاد

به دنبال شیوع ویروس کووید-۱۹، دولت‌ها و سیاست‌گذاران شروع به انجام اقداماتی نظیر اعمال محدودیت‌ها و پروتکل‌های گسترده بهداشتی، تزریق پول، کاهش نرخ بهره، کاهش مالیات و ... در قالب واکنش‌های سیاستی و اقتصادی نمودند. علیرغم اینکه میزان تأثیر این ویروس بر اقتصاد کشورهای مختلف، بسته به متغیرهایی نظیر میزان محدودیت‌ها و تعطیلی کسب‌وکارها، میزان

---

[۱]. ایران، آلبانی، بلاروس، بوسنی و هرزه گوین، گرجستان، مجارستان، مولداوی، لهستان، رومانی، صربستان، ترکیه، اوکراین، الجزایر، مصر، مراکش، تونس، آنگولا، کامرون، کنیا، مالی، توگو، اوگاندا، کاستاریکا، هندوراس، جامائیکا، مکزیک، نیکاراگوئه، آرژانتین، بولیوی، برزیل، کلمبیا، اکوادور، پرو، هند، اندونزی، مالزی، فیلیپین، تایلند و اردن.

[۲]. کانادا، ژاپن، آلمان، سوئیس، استرالیا، آمریکا، نیوزلند، بریتانیا، سوئد، هلند، فرانسه، دانمارک، نروژ، سنگاپور، کره جنوبی، چین، ایتالیا، اسپانیا، پرتغال و بلژیک.

تجارت با دنیای بیرون، خدمات داخلی و ... متفاوت است، اما تبعات اقتصادی آن تقریباً در تمامی کشورها حاکی از محدود شدن عرضه و تقاضای کل (به‌خصوص به هنگام افزایش تعداد مبتلایان) است. در پی شیوع ویروس کووید-۱۹، در بخش تقاضا، مصرف خانوار به علت کاهش درآمد، عدم تمایل برای خرید، افزایش پس‌انداز به دلیل نا اطمینانی از آینده و کاهش صادرات به دلیل ملاحظات تحریمی و بهداشتی کشورهای طرف تجاری به شدت کاهش پیدا کرد. از طرفی کشورها، در بخش عرضه نیز با شوک‌هایی مانند تعطیلی اجباری بخش عمده‌ای از خدمات، افزایش هزینه و سخت شدن واردات مواد اولیه و آسیب دیدن زنجیره تولید کالا روبه‌رو بوده‌اند و بنابراین تولید تحت تأثیر سطح عرضه و تقاضای کل قرار گرفت که این موضوع در دو سطح خانوار و بنگاه قابل بررسی است.

۱) تأثیر ویروس کووید-۱۹ بر اقتصاد از کانال خانوارها: خانوارها به عنوان اجزای تشکیل‌دهنده جامعه مصرف، نیروی کار و جامعه هدف در هر اقتصادی در وهله نخست سلامتی خود را تحت مخاطره این ویروس می‌دیدند که در نهایت منجر به کاهش نیروی کار فعال (کاهش عرضه نیروی کار) در بنگاه‌های دولتی و خصوصی شد، این مؤلفه مستقیماً درآمد آن‌ها را کاهش داد و تغییر در سبد مصرفی خانوارها واکنشی بود که همراه با مراحل قبلی اتفاق افتاد. در ادامه با کنار رفتن بخشی از نیروی کار به علت عدم سلامتی کامل و نیز به دلیل اعمال محدودیت‌های اجتماعی (قرنطینه یا اعمال محدودیت تردد)، بخش تولید بنگاه‌ها با یک تأخیر زمانی پس از واکنش خانوارها، با کاهش مواجه شد و به دنبال آن کاهش درآمد و به‌تبع کاهش عرضه را در پی داشت (جردا[1]، ۲۰۲۱). بر اساس محاسبات صندوق بین‌المللی پول (IMF[2])، میانگین تولید ناخالص داخلی جهان از سال ۲۰۱۹ تا پایان ۲۰۲۰ به میزان ۳/۹ درصد کاهش‌یافته که این بدترین رکود اقتصادی از زمان رکورد بزرگ است. هم‌چنین رشد اقتصادی پیش‌بینی‌شده توسط این صندوق حداقل تا پایان ۲۰۲۴ کمتر از پیش‌بینی‌های قبل از همه‌گیری (بین ۷ تا ۱۰ درصد) است (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۲۰).

۲) تأثیر ویروس کووید-۱۹ بر اقتصاد از کانال مداخلات غیر دارویی: علاوه بر واکسیناسیون، استفاده از مداخلات غیر دارویی (NPI) برای دولت‌ها به جهت کاهش انتقال کووید-

[1]. Jorda (2021)
[2]. International Monetary Fund (2020)

۱۹، امری ضروری به نظر می‌رسید؛ هرچند که این مداخلات با هزینه‌های اقتصادی همراه بود. یکی از این مداخلات، تعطیلی مدارس بود که ۸۴ کشور بیش از ۴۰ هفته تعطیلی (یک سال تحصیلی کامل) را تجربه کرده‌اند. بر اساس گزارش یونسکو (UNESCO[1])، تعطیلی کامل یا جزئی مدارس بر ۲۱۰ اقتصاد تأثیر گذاشته و از ۲۵ فوریه ۲۰۲۲، بیش از ۴۳/۵ میلیون دانش‌آموز را نیز درگیر نموده است (گزارش سازمان یونسکو، ۲۰۲۲). انتظار می‌رود هزینه‌های اقتصادی، هم از نظر کاهش درآمد برای افراد و هم از جنبه کاهش بهره‌وری و رشد بلندمدت برای اقتصادها، بسیار زیاد باشد. اختلال در آموزش مدارس منجر به انتقال دانش‌آموزان کمتر به آموزش عالی، افزایش بیکاری و کاهش پتانسیل درآمد خواهد شد. اختلال در آموزش نه تنها بر رفاه آینده بسیاری از کودکان، بلکه بر پیامدهای اقتصادی-اجتماعی مانند رشد اقتصادی، فقر و نابرابری نیز تأثیر طولانی‌مدت خواهد داشت (کوهن و همکاران[2]، ۲۰۲۲).

یک تحلیل مدل‌سازی اقتصادی در سال ۲۰۱۰ از تعطیلی مدارس به عنوان مداخلات کاهش‌دهنده در طول شیوع آنفلوانزا نشان داد که تعطیلی ۴ تا ۱۳ هفته‌ای مدارس، میزان گسترش بیماری را کاهش داده، اما منجر به این گردید که هزینه اقتصادی برای کشورها به طور قابل توجهی افزایش یابد. به طور مشخص این هزینه‌ی اقتصادی بین ۰/۲ درصد تا ۱ درصد از تولید ناخالص داخلی بریتانیا و ۳ درصد از تولید ناخالص داخلی آمریکا تخمین زده شده است (لوپز[3]، ۲۰۱۰).

سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (OECD[4]) در گزارشی نسبت به کاهش شدید رشد اقتصادی کشورها طی یک دهه آینده به دلیل بسته ماندن مدارس و مراکز آموزشی هشدار داد. طبق اعلام این سازمان، بسته ماندن مدارس می‌تواند متوسط رشد اقتصادی جهان را ۱,۵ درصد کاهش دهد (سازمان توسعه و همکاری اقتصادی، ۲۰۲۱). لیم و همکاران[5] (۲۰۲۱) در پژوهشی نشان دادند که تعطیلی مدارس در کشور مالزی می‌تواند از نظر زیان تولید ناخالص داخلی، ۸۰ میلیون دلار در سال هزینه داشته باشد. کوهن و همکاران (۲۰۲۲) نیز در مطالعه تجربی خود با تمرکز بر تأثیر تعطیلی مدارس بر رشد اقتصادی و اشتغال در طول همه‌گیری کووید-۱۹، نشان دادند که علاوه بر تایید کاهش تولید ناخالص داخلی، در صورت استمرار این وضعیت، به ترتیب در سال‌های ۲۰۲۴، ۲۰۲۸

[1]. United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization (2022)
[2]. Cohen et al. (2022)
[3]. Lopez (2010)
[4]. Organization for Economic Co-operation and Development (2021)
[5]. Lim et al. (2021)

و ۲۰۳۰ میلادی شاهد کاهش تولید ناخالص داخلی برای اقتصاد جهانی به میزان ۰/۱۹ درصد، ۰/۶۴ درصد و ۱/۱۱ درصد خواهیم بود.

مداخلات غیر دارویی دولت‌ها شامل قرنطینه خانگی، لغو رویدادهای عمومی و حضور در اجتماع، تعطیلی سیستم حمل و نقل عمومی و محدودیت در ترددهای داخلی و کنترل سفرهای بین‌المللی است که در طول همه‌گیری کووید-۱۹، موجب افزایش بیکاری و آسیب به صنعت گردشگری شد. به عبارت دیگر یکی از سیاست‌های اصلی اعمال شده برای مهار ویروس، محدودیت‌های تحرک، هم در داخل و هم در بین کشورها بوده است. این امر تأثیر زیادی بر تقاضا برای سفر، هتل‌ها، رستوران‌ها و سایر مکان‌های پذیرایی در سراسر جهان داشته است. مطالعاتی که رابطه بین گردشگری و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار می‌دهند، رابطه مثبتی را هم در اقتصادهای درحال‌توسعه و هم در اقتصادهای توسعه‌یافته پیدا کرده‌اند (سکویرا و نونس[1]، ۲۰۰۸؛ کاسترنونو و همکاران[2]، ۲۰۱۳؛ ماتیسیاک و پرزینسکی[3]، ۲۰۱۹). بنا بر اطلاعات موجود در سازمان گردشگری سازمان ملل متحد، قبل از کووید-۱۹، سفر و گردشگری ۱۰ درصد از تولید ناخالص داخلی جهانی را تشکیل داده و بیش از ۳۲۰ میلیون شغل در سراسر جهان به آن وابسته بودند و در نتیجه بخش گردشگری را به یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد جهان تبدیل نموده بود. در حالی که در پی شیوع ویروس کووید-۱۹، ۲۱۷ کشور جهان از مارس ۲۰۲۰، نوعی محدودیت سفر را اعمال کردند (گزارش UNWTO، ۲۰۲۱). مطالعه مک‌کیبین و فرناندو[4] (۲۰۲۰) و صندوق بین‌المللی پول (۲۰۲۰) بیان می‌کند که مداخلات دولت‌ها در این زمینه دارای هزینه‌های اقتصادی به میزان ۲/۵ تا ۳/۵ درصد از تولید ناخالص داخلی برای کشورهای G20 است. هم‌چنین شورای جهانی سفر و گردشگری[5] (۲۰۲۰) در گزارشی نشان داد که هزینه‌های اقتصادی در صنعت گردشگری در صورت استمرار کووید-۱۹ و مداخلات غیر دارویی دولت‌ها موجب بیکار شدن ۷۵ میلیون نفر در سراسر جهان و از دست رفتن ۲/۱ تریلیون دلار از درآمد جهانی خواهد شد. این در حالی است که کنفرانس تجارت و توسعه سازمان ملل متحد (۲۰۲۰)، زیان ناشی از محدودیت‌های اعمال شده در بخش گردشگری کشورها در طول ۴ ماهه نخست همه‌گیری کووید-۱۹ را ۱/۵ درصد از تولید ناخالص داخلی جهانی

---

1. Sequeira and Nunes (2008)
2. CastroNuno et al. (2013)
3. Matysiak and Perzynski (2019)
4. McKibbin and Fernando (2020)
5. World Travel & Tourism Council (2020)

در نظر گرفته و این زیان را در ماه‌های بعدی، ۲/۸ درصد از تولید ناخالص داخلی اعلام نموده است.

نکته قابل توجهی که باید در بررسی موضوع پژوهش مد نظر قرار داد این است که همان گونه که بیان گردید، به دنبال شیوع ویروس کووید-۱۹، بخش‌های مختلف اقتصادی مانند گردشگری، صنعت هواپیمایی، خودروسازی، صادرات و واردات و بسیاری از بخش‌های موثر اقتصاد در کشورها تحت تاثیر قرار گرفت و کشورها را در یک وضعیت رکود همراه با نااطمینانی قرار داد. اقدامات و مداخلات غیر دارویی اعمال شده توسط دولت‌ها در این دوران برای جلوگیری از گسترش همه‌گیری (مانند قرنطینه، تعطیل کردن و فاصله اجتماعی)، منجر به توقف توسعه صنعتی و توقف رشد اقتصادی کشورها گردید و از طریق زنجیره‌های تجاری و صنعتی، به شرکای تجاری و سایر کشورها نیز سرایت پیدا کرد. در این شرایط با توجه به این که کشورهای توسعه‌یافته در مقایسه با کشورهای درحال‌توسعه، سیستم بهداشت و درمان کارآتری داشته و نیز در طی این دوران، از طریق کانال‌های مختلف پولی و مالی، از کسب و کارها و مشاغل حمایت بیشتری انجام داده بودند، توانستند تا زمان کشف واکسن‌های موثر، سیاست‌های سخت‌گیرانه و اقدامات غیر دارویی خود را با جدیت بیشتری ادامه دهند و بدیهی است که طولانی‌تر شدن این سیاست‌ها با هزینه‌های اقتصادی نیز همراه است. این شرایط در کشورهای توسعه‌یافته به همراه ماهیت صنعتی و درجه باز بودن بیشتر این گروه از کشورها، منجر به این گردید تا کشورهای توسعه‌یافته نسبت به کشورهای درحال‌توسعه با سرعت و شدت بیشتری درگیر آثار منفی اقتصادی ویروس کووید-۱۹ شوند.

۳- شاخص‌های واکنش دولت‌ها در مواجهه با شیوع ویروس کووید-۱۹

دانشگاه آکسفورد پایگاه داده‌ای جامع از میزان مرگ‌ومیر، میزان تست‌های آزمایشگاهی، نرخ بستری بیمارستان، میزان مرگ‌های اضافی و نیز شاخص‌هایی از پاسخ سیاستی کشورها را تهیه نموده است. این پروژه جهانی با هدف ثبت منظم پاسخ دولت‌ها در سرتاسر جهان و امتیازدهی به این پاسخ‌ها با استفاده از شاخص‌های ترتیبی به صورتی زنده و مستمر در حال انجام است و هدف اصلی آن کمک به محققان، سیاست‌گذاران و شهروندان و دولت‌ها به وسیله نمره‌دهی به کشورها است که با توجه به اقدامات دولت‌ها، دو بار در هفته به روزرسانی می‌شود. نکته قابل ذکر این پروژه آن است که نمره بالاتر، الزاماً به معنای بهتر بودن پاسخ یک کشور در مقایسه با سایر کشورها نبوده و تنها به‌منظور تحقق اهداف مقایسه‌ای طراحی شده است و به معنای رتبه‌بندی کشورها تفسیر

نخواهد شد (گزارش دانشگاه آکسفورد[1]، ۲۰۲۰).

محققان آکسفورد برای ساخت این شاخص مجموعه داده‌ها و اطلاعات موجود در سراسر جهان را در ۴ شاخص اصلی با استفاده از ۱۸ معیار جمع‌آوری و دسته‌بندی نموده‌اند. چهار شاخص اصلی مورد مطالعه در این پروژه عبارتند از:

۱. شاخص پاسخ دولت[2]

۲. شاخص مهار و بهداشت[3] که ترکیبی از محدودیت‌ها و تعطیلات سراسری است و اقداماتی مانند خط‌مشی‌های مربوط به آزمایش و ردیابی تماس، سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت در مراقبت‌های بهداشتی و هم‌چنین سرمایه‌گذاری در واکسن را شامل می‌شود.

۳. شاخص حمایت دولت[4]

۴. شاخص سخت‌گیری دولت

این شاخص‌ها که عددی بین ۰ تا ۱۰۰ را گزارش می‌کنند، منعکس‌کننده‌ی سطح اقدامات دولت در موضوعات مورد بررسی هستند. همان‌گونه که بیان شد، در ساخت ۴ شاخص فوق از ۱۸ معیار استفاده شده که به شرح زیر هستند:

- هشت معیار (C1-C8) شامل ثبت سیاست‌های مهار و تعطیلی مانند تعطیلی مدارس و محدودیت‌های وابسته به تجمع و تردد است.
- چهار معیار (E1-E4) سیاست‌های اقتصادی مانند حمایت از درآمد شهروندان و یا جذب کمک‌های خارجی را ثبت می‌کند.
- شش معیار (H1-H6) سیاست‌های بهداشتی مانند نحوه‌ی تست‌های کووید-۱۹ و یا میزان سرمایه‌گذاری اضطراری در بخش بهداشتی و درمانی را ثبت می‌کند.

با میانگین‌گیری از ۱۸ معیار فوق، ۴ شاخص پاسخ دولت، شاخص مهار و بهداشت، شاخص حمایت دولت و شاخص سخت‌گیری دولت محاسبه می‌شود که در معادله (۱)، شرح داده شده است:

$$index = \frac{1}{k}\sum_{j=1}^{k} I_j \qquad (۱)$$

---

[1]. www.bsg.ox.ac.uk/covidtracker
[2]. Government Response Index
[3]. Containment and Health Index
[4]. Economic Support Index

K نشان‌دهنده‌ی تعداد معیار در یک شاخص و I_j نیز نشان‌دهنده‌ی نمره زیر شاخص برای یک معیار است. معیارهای مربوط به شاخص‌ها به صورت زیر است:

جدول ۱: معرفی معیارهای شاخص‌های محاسباتی محققان آکسفورد

نام شاخص	K	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	E1	E2	E3	E4
پاسخ دولت	۱۴	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		
مهار و بهداشت	۱۲	*	*	*	*	*	*	*	*				
حمایت اقتصادی	۲									*	*		
سخت‌گیری دولت	۹	*	*	*	*	*	*	*	*				

ادامه جدول ۱

نام شاخص	H1	H2	H3	H4	H5	H6
پاسخ دولت	*	*	*			*
مهار و بهداشت	*	*	*			*
حمایت اقتصادی						
سخت‌گیری دولت	*					

منبع: دانشگاه آکسفورد، ۲۰۲۰

همه شاخص‌ها از شاخص‌های ترتیبی استفاده می‌کنند و سیاست‌ها در یک مقیاس عددی ساده رتبه‌بندی می‌شوند. بعضی از معیارها علاوه بر کدهای مربوط به سیاست‌های ثبت شده دارای یک متغیر پرچم[1]، هم هستند که متغیر پرچم در این معیارها می‌تواند کدهای ۰ یا ۱ را اختیار کند. متغیر پرچم برای معیارهای C1-C7، H1 و H6 به دامنه‌ی جغرافیای سیاست مربوط است و برای معیار E1 با حوزه حمایت از درآمد ارتباط دارد (در صورتی که برای معیارهای C1-C7، H1 و H6، سیاست مربوطه در منطقه‌ی جغرافیای خاصی اعمال شود؛ کد پرچم مقدار صفر و در صورتی که سیاست مربوطه به شکل عمومی در کل کشور اعمال شود؛ کد پرچم مقدار یک را اختیار خواهد نمود. هم‌چنین برای معیار E1، اگر حوزه حمایت از درآمد تنها برای منطقه جغرافیای خاصی اعمال شود؛ کد پرچم مقدار صفر و اگر به صورت عمومی اعمال شود؛ کد پرچم مقدار ۱ را اختیار خواهد کرد).

هر مقدار زیر شاخص (I) برای هر معیار داده شده (j) در هر حوزه مورد مطالعه (t)، توسط معادله (۲) بر اساس پارامترهای زیر محاسبه می‌شود:

$$Ijt = 100\,\frac{V_{j.t} - 0/5(F_j - f_{j.t})}{N_j} \qquad (۲)$$

[1]. Flag Variable

که در آن N_j، نشان‌دهنده مقدار ماکزیمم معیار، $V_{j.t}$، مقدار سیاست ثبت‌شده در مقیاس ترتیبی، $f_{j.t}$، نشان‌دهنده پرچم دوتایی ثبت شده برای آن شاخص است. هم‌چنین اگر شاخص دارای متغیر پرچم باشد؛ مقدار F_j، برابر ۱ و در غیر این صورت برابر ۰ است.

معیارهای مختلف (j) مقدار ماکزیمم مختلفی (N_j) در مقیاس ترتیبی خود دارند؛ و تنها برخی از آن‌ها متغیرهای پرچم را دارا هستند که مقدار زیر شاخص آن‌ها باید جداگانه محاسبه شود. امتیاز شاخص‌های مختلف در جدول (۲) و هم‌چنین کدگذاری متغیر پرچم در جدول (۳) آورده شده است:

جدول ۲: حداکثر مقدار معیار شاخص‌های محاسباتی محققان آکسفورد

نام معیار	ماکزیمم مقدار معیار (N_j)	متغیر پرچم دارد یا خیر (F_j)
C1	(۰،۱،۲،۳)۳	بله=۱
C2	(۰،۱،۲،۳)۳	بله=۱
C3	(۰،۱،۲)۲	بله=۱
C4	(۰،۱،۲،۳،۴)۴	بله=۱
C5	(۰،۱،۲)۲	بله=۱
C6	(۰،۱،۲،۳)۳	بله=۱
C7	(۰،۱،۲)۲	بله=۱
C8	(۰،۱،۲،۳،۴)۴	خیر=۰
E1	(۰،۱،۲)۲	بله=۱
E2	(۰،۱،۲)۲	خیر=۰
H1	(۰،۱،۲،۳،۴)۴	بله=۱
H2	(۰،۱،۲،۳)۳	خیر=۰
H3	(۰،۱،۲)۲	خیر=۰
H6	(۰،۱،۲،۳،۴)۴	بله=۱

منبع: دانشگاه آکسفورد، ۲۰۲۰

جدول ۳: کدگذاری متغیر پرچم

نوع اقدام در متغیر پرچم	کد (مقدار معیار پرچم) ($f_{j.t}$)
اعمال‌شده در منطقه خاص جغرافیایی	۰
اعمال‌شده به صورت عمومی در کل کشور	۱

منبع: دانشگاه آکسفورد، ۲۰۲۰

۳-۱- شاخص سخت‌گیری (SI)

همان‌گونه که بیان گردید، شاخص سخت‌گیری به عنوان معیاری برای ارزیابی هزینه‌های اقتصادی مداخلات غیر دارویی دولت‌ها در طول همه‌گیری کووید-۱۹ در نظر گرفته می‌شود. با توجه به این که موضوع پژوهش حاضر نیز بررسی آثار مداخلات غیر دارویی دولت بر تولید ناخالص

داخلی کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته بوده و بدین منظور از شاخص سخت‌گیری دولت استفاده می‌شود، در این بخش به بررسی جزئیات نحوه ساخت شاخص سخت‌گیری دولت پرداخته می‌شود.

همان‌گونه که بیان گردید، شاخص سخت‌گیری، یکی از ۴ شاخصی است که به‌منظور بررسی اثر سیاست‌های مداخله‌ای کشورها در مقابله با ویروس کووید-۱۹ معرفی شده است. این شاخص که واکنش دولت‌ها در مواجه با گسترش کووید-۱۹ را به صورت کمی و عددی تبدیل می‌کند برای اولین بار توسط دانشگاه آکسفورد در سال ۲۰۲۱ میلادی محاسبه و ارائه گردید.

شاخص سخت‌گیری با اندازه‌گیری مداخلات غیر دارویی دولت‌ها از دو بعد، حائز اهمیت است: در بعد اول، ابتدا می‌توان هم از نظر آماری و هم اقتصادی نشان داد که اقدامات دولت در مواجهه با گسترش کووید-۱۹ بر رشد اقتصادی و تولید ناخالص داخلی مؤثر است. در طول همه‌گیری کووید-۱۹ در سطح جهان، موضوع کلیدی برای سیاست‌گذاران، هزینه اقتصادی اقدامات مختلف فاصله‌گذاری اجتماعی[1] بود. شاخص سخت‌گیری به محققان این امکان را می‌دهد تا به‌طور مستقیم هزینه‌های اقتصادی اقدامات دولت در مواجهه با گسترش کووید-۱۹ را تخمین بزنند. گروس و همکاران[2] (۲۰۲۱)، با فرض برون‌زا بودن اقدامات دولت‌های اروپایی، نسبت به وضع اولیه اقتصاد توانستند تأثیر این اقدامات را بر اقتصاد تخمین بزنند. بر اساس نتایج به دست آمده از مطالعه گروس و همکاران (۲۰۲۱)، سیاست‌های سخت‌گیرانه‌تر اثرات بیشتری بر فعالیت‌های اقتصادی با تأخیر زمانی خاصی دارد و افزایش یک درصدی در اقدامات دولت‌های اروپایی در مواجهه با گسترش کووید-۱۹ منجر به کاهش ۳ درصدی در تولید ناخالص این کشورها شده است.

هم‌چنین در بعد دوم می‌توان اثربخشی مداخلات غیر دارویی دولت‌ها را نشان داد که این اقدامات، در نهایت منجر به کاهش گسترش کووید-۱۹ در سطح جامعه شده است. در حال حاضر ادبیات قابل توجهی در مورد اثر بخشی مداخلات غیر دارویی دولت‌ها بر موارد مرگ و ابتلای ناشی از کووید-۱۹ وجود دارد که به طور کلی تأثیر قابل ملاحظه‌ای از این اقدامات بر کاهش گسترش کووید-۱۹ را گزارش می‌دهند (چرنوژوکوف و همکاران[3]، ۲۰۲۱؛ آمودو-دورانتس و همکاران[4]،

---

[1]. Social Distancing
[2]. Gros et al. (2021)
[3]. Chernozhukov et al. (2021)
[4]. Amuedo-Dorantes et al. (2020)

؛ کارایوانف و همکاران[1]، ۲۰۲۰).

این دو یافته نشان می‌دهد که شاخص سخت‌گیری نشان‌دهنده‌ی اقدامات سیاستی به اندازه کافی مهم است که تأثیر قابل اندازه‌گیری بر اقتصاد و روند بیماری داشته است (گروس و همکاران، ۲۰۲۱)، زیرا راهبردهای مهار و اقدامات دولت در مواجهه با گسترش کووید-۱۹ و بحران‌های مشابه با کووید-۱۹ بر وضعیت اقتصادی و روند بیماری اثرگذار خواهند بود. علاوه بر این، با در نظر گرفتن این‌که کووید-۱۹، به عنوان ششمین همه‌گیری جهانی از زمان همه‌گیری آنفلوانزا در سال ۱۹۱۸ بوده و کارشناسان پیش‌بینی می‌کنند که ممکن است همه‌گیری‌های مکرر و کشنده‌تر در آینده رخ دهد (IPBES[2]، ۲۰۲۰)، درک هزینه‌های اقتصادی اقدامات دولت برای سیاست‌گذاران مهم است. همچنین این فرصت را به سیاست‌گذاران می‌دهد تا این استراتژی‌ها را اصلاح کنند یا مکانیسم‌های پشتیبانی را برای کاهش این هزینه‌ها ایجاد کنند.

نحوه ساخت شاخص سخت‌گیری دولت: همان‌گونه که بیان گردید، محققان به منظور بررسی معیارهای مهار ویروس کووید-۱۹ توسط دولت‌ها، ۴ شاخص پاسخ دولت، شاخص مهار و بهداشت، شاخص حمایت دولت و شاخص سخت‌گیری دولت را با استفاده از ۱۸ معیار جمع‌آوری و دسته‌بندی نموده‌اند.

برای ساخت شاخص سخت‌گیری دولت، از ۹ معیار زیر استفاده می‌شود:

۱. تعطیلی مدارس (C1)
۲. تعطیلی محل کار (C2)
۳. لغو رویدادهای عمومی (C3)
۴. محدودیت در اجتماعات عمومی (C4)
۵. تعطیلی سیستم حمل‌ونقل عمومی (C5)
۶. الزامات مربوط به ماندن در خانه (C6)
۷. کمپین‌های اطلاع‌رسانی عمومی (C7)
۸. محدودیت در ترددهای داخلی (C8)
۹. کنترل سفرهای بین‌المللی (H1)

---

[1]. Karaivanov et al. (2020)
[2]. Intergovernmental Science-Policy Platform on Biodiversity and Ecosystem Services (2020)

شاخص سخت‌گیری دولت برای هر کشوری بر اساس میانگینی از ۹ معیار که اشاره شد؛ محاسبه می‌شود که مقداری بین ۰ تا ۱۰۰ را در بر می‌گیرد. این شاخص به سادگی، سخت‌گیری سیاست‌های دولت را ثبت می‌کند و نمره بالاتر نمایان‌گر واکنش سخت‌گیرانه‌تر دولت است. کدگذاری ۹ معیار شاخص سخت‌گیری در جدول (۴) آورده شده که در واقع مقدار عددی معیارها را تعیین می‌کند:

جدول ٤: کدگذاری شاخص سخت‌گیری

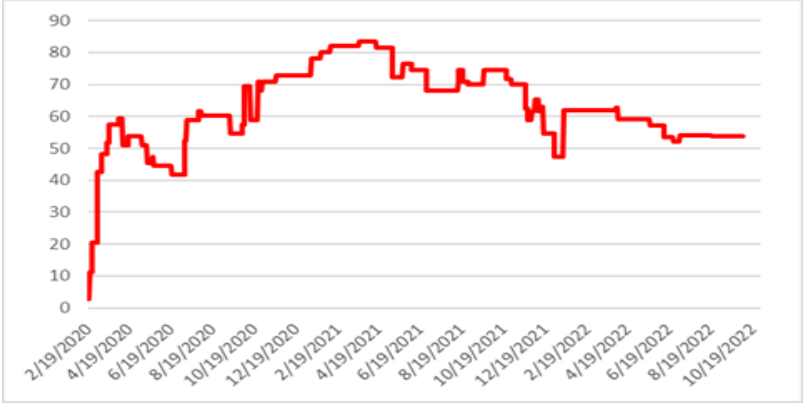
نام معیار	نوع اقدام	کد (مقدار معیار)
تعطیلی مدارس (C1)	بدون وجود تدابیر	۰
	توصیه به بسته شدن مدارس	۱
	الزام به بسته شدن (فقط در برخی از مقاطع و یا فقط مدارس دولتی)	۲
	الزام به بسته شدن تمام مقاطع	۳
	داده‌ای وجود ندارد	خالی
تعطیلی محل کار (C2)	بدون وجود تدابیر	۰
	توصیه به تعطیلی محل کار و ماندن در خانه	۱
	الزام به تعطیل شدن برخی بخش‌ها (دورکاری)	۲
	الزام به تعطیلی همه بخش‌ها به استثنا موارد ضروری	۳
	داده‌ای وجود ندارد	خالی
لغو رویدادهای عمومی (C3)	بدون وجود تدابیر	۰
	توصیه به لغو رویدادها	۱
	الزام به لغو رویدادهای عمومی	۲
	داده‌ای وجود ندارد	خالی
محدودیت در اجتماعات عمومی (C4)	بدون محدودیت	۰
	محدودیت در اجتماعات بسیار بزرگ (بیش از ۱۰۰۰ نفر)	۱
	محدودیت در اجتماعات بین ۱۰۰ تا ۱۰۰۰ نفر	۲
	محدودیت در اجتماعات بین ۱۰ تا ۱۰۰ نفر	۳
	محدودیت در اجتماعات کمتر از ۱۰ نفر	۴
	داده‌ای وجود ندارد	خالی
تعطیلی سیستم حمل‌ونقل عمومی (C5)	بدون وجود تدابیر	۰
	توصیه به بسته شدن و یا کاهش حجم استفاده از وسایل	۱
	الزام به بسته شدن و یا منع استفاده از آن توسط اکثریت شهروندان	۲
الزام به ماندن در خانه (C6)	بدون وجود تدابیر	۰
	توصیه به ماندن در خانه	۱
	الزام به ماندن در خانه به‌استثنای ورزش روزانه، خرید مواد غذایی و سفرهای ضروری	۲
	الزام به ماندن در خانه با حداقل موارد استثنا (مجاز به ترک خانه هر چند روز یک‌بار و یا اینکه فقط یک نفر از اعضا می‌تواند از خانه خارج شود)	۳
	داده‌ای وجود ندارد	خالی
کمپین‌های اطلاع‌رسانی عمومی	هیچ‌گونه کمپینی برای اطلاعات عمومی کووید-۱۹ وجود ندارد	۰
	مقامات دولتی درباره کووید-۱۹ احتیاط می‌کنند	۱

نام معیار	نوع اقدام	کد (مقدار معیار)
(C7)	کمپینی هماهنگ در رسانه‌های سنتی و اجتماعی	۲
	داده‌ای وجود ندارد	خالی
محدودیت در ترددهای داخلی (C8)	بدون وجود تدابیر	۰
	توصیه به محدودیت‌های حرکتی	۱
	الزام به محدودیت‌های حرکتی	۲
کنترل سفرهای بین‌المللی (H1)	بدون وجود تدابیر	۰
	غربال‌گری	۱
	ورود افراد به قرنطینه از مناطق پر خطر	۲
	ممنوعیت ورود از مناطق پر خطر	۳
	تعطیلی کامل مرزها	۴
	داده‌ای وجود ندارد	خالی

منبع: دانشگاه آکسفورد، ۲۰۲۰

شاخص سخت‌گیری دولت در ایران: با توجه به اینکه پژوهش حاضر در سطح کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد و ایران نیز در بین کشورهای درحال‌توسعه قرار دارد، در این بخش به‌طور خاص وضعیت شاخص سخت‌گیری برای کشور ایران مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

نمودار (۱) شاخص سخت‌گیری ایران را هم‌زمان با شروع همه‌گیری کووید-۱۹ از تاریخ ۲ فوریه ۲۰۲۰ میلادی (۱۳ بهمن سال ۱۳۹۸) تا ۱۴ نوامبر ۲۰۲۲ میلادی (۲۳ آبان سال ۱۴۰۱)، به‌صورت روزانه نشان می‌دهد.



نمودار ۱: روند شاخص سخت‌گیری برای کشور ایران

منبع: دانشگاه آکسفورد، ۲۰۲۰

روند شاخص سخت‌گیری در نمودار (۱) برای ایران نشان می‌دهد که اقدامات سخت‌گیرانه

دولت (شامل ۹ معیار ذکر شده) در آغاز همه‌گیری بیماری به سرعت شروع به افزایش نمود و بالاترین مقدار عددی برای این شاخص در تاریخ آپریل سال ۲۰۲۱ میلادی (فروردین ماه ۱۴۰۰) در محدوده‌ی ۸۲ ثبت گردید. پس از این تاریخ و با آغاز واکسیناسیون عمومی به تدریج از تمایل دولت برای ادامه‌ی اقدامات سخت‌گیرانه کاسته شده و تا فوریه سال ۲۰۲۲ میلادی (اسفند ماه ۱۴۰۰) و تا قبل از آغاز سویه اومیکرون، از شدت شاخص سخت‌گیری کم شد. پس از این تاریخ و با آغاز همه‌گیری سویه جدیدی از کووید-۱۹ بار دیگر اقدامات سخت‌گیرانه دولت افزایش یافت به گونه‌ای که بار دیگر مدارس و بسیاری از کسب و کارها با تعطیلی مواجه شده و الزام به رعایت قرنطینه خانگی در کشور برقرار گردید و در نهایت تا پایان سال ۲۰۲۲ میلادی، به تدریج این سخت‌گیری‌ها در سطح کشور کاهش یافت و لغو گردید. برای درک بهتر از شاخص سخت‌گیری، وضعیت ۹ معیار تشکیل‌دهنده‌ی شاخص سخت‌گیری در ابتدای آغاز سویه اومیکرون در ایران، به طور مشخص در تاریخ ۱۰ مارچ ۲۰۲۲ میلادی (۱۹ اسفند ۱۴۰۰) در جدول (۵) آورده شده است:

جدول ۵: وضعیت ایران در شاخص سخت‌گیری

نام معیار اصلی	نوع اقدام	کد اقدام ($V_{j,t}$)
تعطیلی مدارس (C1)	الزام به بسته شدن تمام مقاطع	۳
تعطیلی محل کار (C2)	الزام به تعطیلی همه بخش‌ها به استثنا موارد ضروری	۳
لغو رویدادهای عمومی (C3)	الزام به لغو رویدادهای عمومی	۲
محدودیت در اجتماعات عمومی (C4)	محدودیت در اجتماعات بین ۱۰ تا ۱۰۰ نفر	۳
تعطیلی سیستم حمل‌ونقل عمومی (C5)	توصیه به بسته شدن و یا کاهش حجم استفاده از وسایل	۱
الزامات مربوط به ماندن در خانه (C6)	توصیه به ماندن در خانه	۱
کمپین‌های اطلاع‌رسانی عمومی (C7)	مقامات دولتی درباره کووید-۱۹ احتیاط می‌کنند	۱
محدودیت در ترددهای داخلی (C8)	الزام به محدودیت‌های حرکتی	۲
کنترل سفرهای بین‌المللی (H1)	ممنوعیت ورود از مناطق پر خطر	۳

منبع: یافته‌های پژوهش[1]

[1]. همان گونه که در متن مقاله نیز اشاره شده است، داده‌های نهایی (مقدار عدد نهایی) مربوط به شاخص سخت‌گیری از موسسه تحقیقاتی دانشگاه آکسفورد گرفته شده است. اما همان طور که جداول (۱)، (۲)، (۳) و (۴) نشان می‌دهند،

به منظور درک بهتر نحوه ساخت شاخص، در جدول (۶) نیز نحوه اندازه‌گیری شاخص سخت‌گیری ایران بر اساس معیارهای جدول (۵) در تاریخ ۱۰ مارچ ۲۰۲۲ میلادی (۱۹ اسفند ۱۴۰۰) نشان داده شده است.

جدول ٦: محاسبه شاخص سختگیری برای تاریخ ۱۰ مارچ ۲۰۲۲ میلادی (۱۹ اسفند ۱٤۰۰)

معیار	کد معیار سیاست ثبت شده	ماکزیمم مقدار معیار	متغیر پرچم	کد مربوط به متغیر پرچم	مقدار نهایی معیار
C1	۳	۳	۱	۱	۱۰۰
C2	۳	۳	۱	۱	۱۰۰
C3	۲	۲	۱	۱	۱۰۰
C4	۳	۴	۱	۱	۷۵
C5	۱	۲	۱	۱	۵۰
C6	۱	۳	۱	۱	۳۳/۳۳
C7	۱	۲	۱	۱	۵۰
C8	۲	۴	۱	۱	۵۰
H1	۳	۴	۱	۱	۷۵
جمع					۶۳۳/۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس اطلاعات جدول (۶)، مقدار عددی شاخص سخت‌گیری دولت ایران در تاریخ ۱۰ مارچ ۲۰۲۲ میلادی (۱۹ اسفند سال ۱۴۰۰) برابر است با:

$$stringency\ index = \frac{1}{k}\sum_{j=1}^{k} I_j = \frac{1}{9}\sum_{j=1}^{9} 633/33 = 70/37 \qquad (۳)$$

به همین ترتیب، داده‌های مورد نیاز شاخص سخت‌گیری مورد استفاده در این پژوهش به صورت روزانه برای ۳۹ کشور درحال‌توسعه و ۲۰ کشور توسعه‌یافته در موسسه تحقیقاتی دانشگاه

نحوه ساخت این شاخص به صورت مرحله به مرحله ا ست، به گونه‌ای که در ابتدا کدگذاری ۹ معیار تشکیل دهنده شاخص سخت‌گیری انجام شده و سپس مقدار عددی این شاخص برای روز مورد نظر، محا سبه می شود و در نتیجه درک نحوه ساخت شاخص، تا حدودی، پیچیده است. با توجه به این که این شاخص به عنوان یک شاخص کاملا جدید بوده و تاکنون نیز هیچ مقاله‌ای در داخل کشور از این شاخص استفاده نکرده و در نتیجه توضیحی در رابطه با نحوه محاسبه آن در منابع فارسی وجود ندارد، به منظور درک بهتر از چگونگی محاسبه آن، در مقاله حاضر، نحوه ساخت این شاخص به طور دقیق تو ضیح داده شده ا ست. از سوی دیگر، به منظور تسهیل درک نحوه محا سبه این شاخص، به طور مشخص با استفاده از داده‌های معیارهای مربوط به ایران، در جداول (۵) و (۶) و معادله (۳) اقدام به محاسبه مرحله به مرحله این شاخص در تاریخ ۱۹ اسفند سال ۱۴۰۰ برای ایران شده است، به گونه‌ای که در گام اول به محا سبه‌ی مقدار عددی هر کدام از معیارهای تشکیل دهنده شاخص سخت‌گیری پرداخته شده و سپس مقدار عددی این شاخص، برای روز مورد نظر محاسبه گردیده است.

آکسفورد اندازه‌گیری شده است. هم‌چنین مطابق با مطالعه نلسون (۲۰۲۱) و کولینگ و وینکلر (۲۰۲۰) داده‌های روزانه‌ی متغیرهای شاخص سخت‌گیری و تعداد افراد مبتلا به کووید-۱۹ در نرم‌افزارهای اکسل و ایویوز ۱۲ از طریق میانگین‌گیری به داده‌های فصلی تبدیل شده است.

٤- مطالعات پیشین

کونیگ و وینکلر[1] (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر اقدامات دولت در مواجهه با گسترش کووید-۱۹، بر رشد تولید ناخالص داخلی در ۴۴ کشور منتخب پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد کشورهایی که در مواجهه با گسترش کووید-۱۹ اقدامات دولتی سخت‌گیرانه‌تری انجام داده بودند؛ در مقایسه با کشورهایی که اقدامات دولتی ساده‌تری اعمال کرده بودند؛ به طور قابل توجهی، بیشتر دچار کاهش در رشد تولید ناخالص داخلی شده‌اند. هم‌چنین نتایج آنان حاکی از آن است که کشورهای با اقدامات دولتی سخت‌گیرانه‌تر، نتایج سلامت بهتری نسبت به سایر کشورها به دست آورده‌اند.

کاریلو و تولیوجاپلی[2] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر همه‌گیری ویروس کووید-۱۹ بر رشد اقتصادی مناطق محلی کشور ایتالیا پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد در مناطقی از کشور ایتالیا که مداخلات غیر بهداشتی دولت وجود نداشته، همه‌گیری کووید-۱۹، تأثیر نامطلوب قابل ملاحظه‌ای بر رشد اقتصادی منطقه‌ای گذاشته است. هم‌چنین نتایج حاکی از این است که به طور طبیعی، مناطقی که میزان مرگ و میر بالاتری را نسبت به سایر مناطق (با میزان مرگ و میر کمتر)، تجربه کرده‌اند؛ در طول همه‌گیری کووید-۱۹ با کاهش رشد تولید ناخالص داخلی ۶/۵ درصدی مواجه شدند.

سان و همکاران[3] (۲۰۲۱) به بررسی اثرات تحرک اجتماعی و اقدامات سخت‌گیرانه دولت در مواجهه با گسترش کووید-۱۹ برای کشور آمریکا پرداختند. یافته‌ها حاکی از این است که اقدامات سخت‌گیرانه‌ی دولت می‌توان موجب کاهش تعداد موارد مرگ و تعداد موارد ابتلا به کووید-۱۹ در سطح کشور آمریکا شود، اما این اقدامات سخت‌گیرانه دارای یک سری پیامدهای اقتصادی نظیر کاهش مصرف خانواده، کاهش فعالیت‌های تجاری کسب و کارهای کوچک و

---

1. Konig and Winkler (2021)
2. Carillo and Tulliojappelli (2021)
3. Sun et al. (2021)

کاهش اشتغال در سطح جامعه آمریکا است.

نلسون (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی رابطه‌ی بین اقدامات دولت و معیارهای مهار کووید-۱۹ با بازار کار در کشورهای نوظهور پرداخته است. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که اقدامات دولت و معیارهای مهار کووید-۱۹، در کشورهای نوظهور تأثیر منفی بر مشاغل دائمی و کاهش ساعت کار در سطح شرکت‌ها داشته است. لازم به ذکر است در نتایج این پژوهش، شواهدی مبنی بر تأثیر اقدامات دولت و معیارهای مهار کووید-۱۹ بر مشاغل موقت یافت نشد.

چونگ و همکاران[1] (۲۰۲۰) در پژوهش خود به بررسی تأثیر اقتصادی اقدامات دولت در قالب شاخص سخت‌گیری در ایالت‌های کشور کانادا پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از وجود یک رابطه‌ی قوی میان شاخص سخت‌گیری با معیارهای مختلف و فعالیت‌های اقتصادی در ایالات کشور کانادا، به ویژه در مراحل اولیه همه‌گیری کووید-۱۹، بود، به نحوی که شاخص سخت‌گیری موجب کاهش فعالیت‌های اقتصادی در ایالت‌های کشور کانادا شده است. هم‌چنین نتایج بیانگر این است که از معیارهای موجود در شاخص سخت‌گیری، معیارهای تعطیلی مدارس، تعطیلی محل کار، تعطیلی حمل و نقل عمومی و قرنطینه خانگی در مقایسه با سایر معیارها، نتایج اقتصادی منفی‌تری را به دنبال دارند.

کراس و همکاران[2] (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر شاخص سخت‌گیری بر سرایت‌پذیری کووید-۱۹ و تولید ناخالص داخلی در ۳۷ کشور عضو OECD و کشور چین پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد دولت‌هایی که به سرعت به همه‌گیری کووید-۱۹، واکنش نشان دادند، در کوتاه‌مدت، با کاهش بیشتری در تولید ناخالص داخلی مواجه شدند. هم‌چنین نتایج بیان‌گر این است که تلاش برای کاهش اثرات اقتصادی با به تعویق انداختن محدودیت‌ها و یا کاهش در سخت‌گیری‌های دولت، می‌تواند در کوتاه‌مدت رشد تولید ناخالص داخلی را تقویت کند، اما منجر به افزایش سرایت‌پذیری کووید-۱۹ خواهد شد که پیامدهای اقتصادی بلندمدت آن هنوز به طور کامل شناخته نشده است.

کونیگ و وینکلر (۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی تأثیر فاصله‌گذاری اجتماعی اجباری و سیاست‌های قرنطینه دولت بر رشد اقتصادی ۴۲ کشور طی سه فصل اول سال ۲۰۲۰ پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که اقدامات دولت در قالب شاخص سخت‌گیری، عامل مهمی در کاهش رشد

---

[1]. Cheng et al. (2020)
[2]. Cross et al. (2020)

اقتصادی در فصل اول سال ۲۰۲۰ میلادی است، اما در دو فصل دیگر، اقدامات دولت تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه داشته است.

بارو و همکاران[1] (۲۰۲۰) به بررسی اثرات بالقوه‌ی همه‌گیری کووید-۱۹ و مرگ و میر ناشی از آن بر فعالیت‌های اقتصادی کشور اسپانیا پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که در طول همه‌گیری کووید-۱۹، کشور اسپانیا با کاهش ۶ درصدی در تولید ناخالص داخلی و کاهش ۸ درصدی در مصرف بخش خصوصی مواجه شد که این کاهش، با رکود بزرگ جهانی سال ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ میلادی قابل مقایسه است. هم‌چنین یافته‌های این پژوهش حاکی از این است که در طی همه‌گیری این ویروس، در کوتاه‌مدت بازده واقعی سهام و اوراق قرضه‌ی دولتی با کاهش روبه‌رو بوده است.

بر اساس بررسی‌های انجام شده، تاکنون مطالعه‌ای با موضوع این پژوهش و یا با موضوعات مشابه در داخل کشور انجام نشده است. با توجه به این که بر اساس اطلاعات موجود در زمینه میزان و نحوه‌ی اقدامات سخت‌گیرانه دولت‌ها در دوره شیوع ویروس کووید-۱۹، کشورهای توسعه‌یافته اقدامات سخت‌گیرانه‌تر و بیشتری در این رابطه انجام داده‌اند، در این مطالعه تلاش شده است تا با تقسیم‌بندی کشورها به دو گروه توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، به بررسی تاثیر این اقدامات سخت‌گیرانه بر تولید ناخالص داخلی کشورها پرداخته شود. هدف از انجام این تقسیم‌بندی و بررسی مدل تحقیق به طور جداگانه در دو گروه از کشورها، مقایسه نتایج بر مبنای سطح توسعه‌یافتگی کشورها و بررسی تفاوت در اندازه تاثیرات در دو گروه مورد بررسی است. پس می‌توان گفت پژوهش حاضر از مقایسه‌ی بین کشوری برخوردار بوده است و در آن به تفاوت‌های ساختاری بین کشورها توجه شده است.

۵- روش‌شناسی تحقیق

در پژوهش حاضر به منظور بررسی تأثیر مداخلات غیر دارویی دولت‌ها از طریق معیارهای مهار کووید-۱۹ بر تولید ناخالص داخلی (GDP) در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته، الگوی زیر با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۲۰۲۰ میلادی تا ۲۰۲۲ میلادی (دوره‌ی همه‌گیری ویروس کووید-۱۹)، برای هر گروه از کشورها، به‌طور جداگانه، با استفاده از

[1]. Barro et al. (2020)

مدل Panel GMM برآورد می‌شود:

$$Ln\,Gdp_{it} = \beta_1 LnGdp_{it-1} + \beta_2 LnOpen_{it} + \beta_3 LnTourism_{it} + \beta_4 LnStrin_{it} + \beta_5 LnNewc_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

که در آن i بیان‌گر کشور و t بیان‌گر زمان است. در جدول (۷) توضیحات مربوط به متغیرها و منابع جمع‌آوری آمار مربوطه آورده شده است:

جدول ۷: تعریف، علائم اختصاری متغیرهای پژوهش

علامت اختصاری	متغیر تحقیق	توضیحات	منبع جمع‌آوری داده
Gdp	تولید ناخالص داخلی	تولید ناخالص داخلی ثابت به قیمت ثابت سال ۲۰۱۵ (میلیون دلار)	بانک جهانی WWW.Worldbank.org
$Open$	درجه باز بودن تجارت	نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی	اقتصاد جهانی WWW.theglobaleconomy.org
$Tourism$	گردشگری	تعداد گردشگر ورودی به کشور (نفر)	سازمان جهانی گردشگری WWW.UNWTO.org
$Strin$	شاخص سخت‌گیری دولت	بر اساس توضیحات ارائه شده در بخش (۳-۱) محاسبه می‌شود	موسسه تحقیقاتی آکسفورد WWW.Ourworldindata.org
$Newc$	ابتلای جدید به کووید-۱۹	تعداد موارد ابتلای جدید به کووید-۱۹ (نفر به ازای هر میلیون نفر)	موسسه تحقیقاتی آکسفورد WWW.Ourworldindata.org

منبع: یافته‌های پژوهش

با فرض اینکه ε_{it} از مدل جزء اخلال یک طرفه تبعیت می‌کند، به عبارتی تنها یک عامل موجب تفاوت مقطع‌هاست و آن الگوی اثرات ثابت است در چنین شرایطی خواهیم داشت:

$$\varepsilon_{it} = \varepsilon_i + V_{it} \quad (۵)$$

که در بین مقاطع و در هر مقطع مستقل از یکدیگرند. هم‌چنین $V_{it} \approx IID(0,\sigma_V^2) \approx IID(0,\sigma_\varepsilon^2)$ خواهد بود که در آن مسئله خودهمبستگی به دو دلیل، حضور متغیر وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای مستقل و اثرات مقطعی نامتجانس بین مقاطع آشکار می‌شود. ازآن‌جا که ε_{it} تابعی از ε_i است؛ آشکار است که Gdp_{it-1} به‌عنوان یک متغیر مستقل در سمت راست معادله با جزء خطای ε_{it} هم‌بسته است و این خود سبب تورش‌دار شدن و ناسازگار بودن تخمین زننده OLS می‌شود.

آرلانو و باند[1] (۱۹۹۱) فرآیندی از برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته پیشنهاد دادند که کاراتر از تخمین زننده‌های قبلی است. برای تخمین الگوی مذکور از برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته برای الگوهای پانل پویا که به‌وسیله‌ی آرلانو و باند (۱۹۹۱) توسعه داده شد؛ استفاده می‌شود. برای رفع همبستگی متغیر وابسته با وقفه و سایر متغیرهای مستقل از ماتریس ابزارها استفاده می‌شود. در روش آرلانو و باند (۱۹۹۱)، تخمین زن GMM دو مرحله‌ای ارائه می‌شود. در این تخمین برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون سارگان[2] استفاده می‌شود. در این آزمون فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است (شاهچرا و نائینی، ۲۰۱۲). هم‌چنین آماره‌ی توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۸) آورده شده است:

جدول ۸: آماره توصیفی متغیرهای پژوهش

شرح	*Gdp*	*Open*	*Tourism*	*Strin*	*Newc*
کشورهای توسعه‌یافته					
میانگین	۳۱۳۸/۲۳	۹۴/۱۱	۲۹۷۳۰۳۳۰	۴۸/۲۶	۳۵۱/۵۸
میانه	۱۲۲۵/۷۸	۷۴/۹۹	۱۲۵۵۹۲۹۷	۵۰/۱۲	۱۲۳/۶۸
حداکثر	۲۴۲۸۱	۳۴۳/۱۷	۲۱۵۹۶۳۴۰۴	۹۹/۰۶	۴۲۶۲/۱۱
حداقل	۱۴۸/۱۴	۲۰/۹۳	۶۶۶۶۲۵	۰۰	۰/۰۲
انحراف معیار	۵۷۴۴/۲۶	۶۸/۵۴	۴۰۸۸۹۱۶۷	۲۲/۳۹	۵۸۹/۵۴
چولگی	۲/۶۵	۲/۱۸	۲/۲۵	−۰/۱۵	۳/۱۲
کشیدگی	۸/۶۵	۸/۲۷	۸/۰۸	۲/۱۲	۱۵/۱۰
کشورهای درحال‌توسعه					
میانگین	۳۳۵/۵۷	۷۸/۸۶	۷۷۷۲۳۴۰	۴۴/۶۱	۹۷/۶۱
میانه	۸۵/۶۱	۷۱/۶۲	۲۰۶۷۶۸۸	۴۶/۶۲	۲۶/۴۲
حداکثر	۳۵۹۶/۵۲	۱۸۵/۵۹	۷۸۷۴۱۹۰۶	۸۴/۶۱	۲۱۱۷/۳۱
حداقل	۵/۱۰	۲۰/۹۱	۳۵۹۶۰	۳	۰۰
انحراف معیار	۵۷۱/۱۹	۳۵/۱۱	۱۵۲۶۲۶۵۰	۲۱/۲۰	۱۷۴/۸۵
چولگی	۲/۸۵	۰/۷۱	۲/۹۹	−۰/۲۰	۴/۹۰
کشیدگی	۱۲/۰۱	۲/۸۶	۱۱/۵۸	۱/۸۵	۴۴/۵۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که میانگین، میانه و انحراف معیار متغیر Gdp در گروه کشورهای توسعه‌یافته بیشتر از مقادیر مشابه در گروه کشورهای درحال‌توسعه است. این در حالی است که مقدار چولگی و کشیدگی برای کشورهای درحال‌توسعه بیشتر است. این وضعیت برای متغیر $Open$ نیز برقرار است. در ارتباط با متغیر $Tourism$، میانگین و میانه در گروه کشورهای

[1]. Arellano & Bond (1991)
[2]. Surgan Test

توسعه‌یافته بیشتر است ولی مقدار انحراف معیار در گروه کشورهای درحال‌توسعه بیشتر است. هم‌چنین مقدار چولگی و کشیدگی در گروه دوم (کشورهای درحال‌توسعه) بیشتر است. میانگین، میانه و انحراف معیار متغیر $Strin$ (شاخص سخت‌گیری) در گروه کشورهای توسعه‌یافته بیشتر بوده و بیان‌گر این است که اقدامات غیر دارویی دولت‌ها در مقابله با شیوع بیماری، در کشورهای توسعه‌یافته در مقایسه با کشورهای درحال‌توسعه، سخت‌گیرانه‌تر بوده است. نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که $Strin$ در هر دو گروه از کشورها دارای چولگی منفی بوده و مقدار چولگی و کشیدگی در کشورهای توسعه‌یافته بیشتر است. در نهایت نیز برای متغیر $Newc$، مقدار میانگین، میانه و انحراف معیار برای گروه کشورهای توسعه‌یافته بیشتر است. هم‌چنین مقدار چولگی در گروه دوم (کشورهای درحال‌توسعه) و مقدار کشیدگی در گروه اول (کشورهای توسعه‌یافته) بیشتر است.

۶- برآورد مدل

۶-۱- آزمون وابستگی بین مقاطع

برای برآورد مدل‌های پانل، نیاز است که قبل از تخمین، آزمون ایستایی متغیرها انجام گیرد؛ هم‌چنین پیش از انجام آزمون ایستایی پانل، باید به منظور انتخاب آزمون مناسب ریشه واحد، آزمون وابستگی بین مقاطع انجام شود. آزمون‌های گوناگونی مانند آزمون ریشه واحد، فیلیپس-پرون-فیشر[۱] (FPF)، لوین-لین-چو[۲] (LIC) و ایم-پسران-شین[۳] (IPS)، دیکی فولر تعمیم‌یافته[۴] (ADF)، دیکی فولر تعمیم‌یافته فیشر[۵] (ADFF)، بریتانگ و هادری و پسران[۶] (BHP) و آزمون ریشه واحد پسران[۷]، به‌منظور بررسی ایستایی متغیرهای پانلی وجود دارد، برای انتخاب آزمون مناسب از بین آزمون‌های نامبرده در مرحله اول نیازمند بررسی وجود وابستگی مقطعی است (بالتاجی[۸]، ۲۰۰۵). برای بررسی وابستگی بین مقاطع، آزمون وابستگی بین مقاطع پسران (۲۰۱۵) که نسخه تکمیل شده آزمون پسران (۲۰۰۴) است، مورد استفاده قرار گرفته است.

نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران برای داده‌های مورد مطالعه در جدول (۹) نشان داده

---

1. Phillips-Peron-Fisher
2. Levin-Lin-Chu Test
3. Im-Pesaran-Shin Test
4. Augmented Dickey–Fuller
5. Augmented Dickey–Fuller-Fisher
6. Britang & Hadry & Pesaran
7. Pesaran Test
8. Baltaji (2005)

شده است. طبق جدول (۹)، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی بین مقاطع در همه متغیرهای مورد بررسی رد می‌شود و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که به طور کلی در بین مقاطع مختلف موجود در داده‌های ترکیبی مورد بررسی، همبستگی مقطعی وجود دارد.

جدول ۹: آزمون وابستگی بین مقاطع پسران

کشورهای مورد بررسی	متغیر	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
کشورهای توسعه‌یافته	$Lngdp$	۴۱/۹۶۵	۰/۰۰	وابستگی بین مقاطع
	$LnOpen$	۱۴/۳۶۲	۰/۰۰	وابستگی بین مقاطع
	$LnTourism$	۴۶/۱۱۹	۰/۰۰	وابستگی بین مقاطع
	$LnStrin$	۳۳/۹۸۹	۰/۰۰	وابستگی بین مقاطع
	$LnNewc$	۳۱/۵۰۸	۰/۰۰	وابستگی بین مقاطع
کشورهای درحال‌توسعه	$Lngdp$	۶۶/۱۳۴	۰/۰۰	وابستگی بین مقاطع
	$LnOpen$	۶۶/۹۶۷	۰/۰۰	وابستگی بین مقاطع
	$LnTourism$	۷۸/۵۴۷	۰/۰۰	وابستگی بین مقاطع
	$LnStrin$	۶۰/۹۴۳	۰/۰۰	وابستگی بین مقاطع
	$LnNewc$	۶۵/۰۶۷	۰/۰۰	وابستگی بین مقاطع

منبع: یافته‌های پژوهش

در صورت تأیید وابستگی مقطعی در داده‌های پانل، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی نظیر آزمون لوین، لین و چو (LIC)، ایم، پسران و شین (IPS) و ... احتمال وقوع نتایج ریشه‌ی واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده است. از آن‌جایی که در تمامی متغیرها وابستگی مقطعی تائید می‌شود، آزمون ریشه واحد مناسب در این پژوهش، آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) است که در آن وابستگی مقطعی در نظر گرفته شده است. نتایج در جدول (۱۰) ارائه شده است.

جدول ۱۰: آزمون ریشه واحد پسران در صورت وابستگی بین مقاطع

کشورهای مورد بررسی	متغیر	CIPS	سطح
کشورهای توسعه‌یافته	$Lngdp$	-۲/۳۶۱	I(۱)
	$LnOpen$	-۲/۷۳۹	I(۱)
	$LnTourism$	-۱/۷۵۵	I(۰)
	$LnStrin$	-۲/۷۸۳	I(۰)
	$LnNewc$	-۲/۶۳۵	I(۰)
کشورهای درحال‌توسعه	$Lngdp$	-۱/۶۱۹	I(۰)
	$LnOpen$	-۲/۶۵۱	I(۰)
	$LnTourism$	-۹/۲۶۰	I(۰)
	$LnStrin$	-۱/۶۴۹	I(۰)
	$LnNewc$	-۲/۹۵۷	I(۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۱۰) در سطح اطمینان ۹۵ درصد، برای کشورهای توسعه‌یافته متغیرهای $Lngdp$ و $lnOpen$ ، در سطح ایستا نیستند و تفاضل مرتبه اول آن‌ها ایستا است. هم‌چنین در سطح ۹۵ درصد اطمینان برای کشورهای درحال‌توسعه نتایج جدول (۱۰) حاکی از ایستا بودن متغیرها در سطح است. به دلیل اینکه برخی از متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق در سطح ایستا نیستند، امکان وجود رگرسیون کاذب وجود دارد؛ بنابراین به منظور اطمینان از نتایج به دست آمده باید وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها بررسی شود. آزمون‌های مختلفی به منظور بررسی ارتباط بلندمدت و رابطه هم انباشتگی میان متغیرها در داده‌های پانلی نظیر آزمون پدرونی، وسترلاند و کائو وجود دارد.

در این تحقیق به دلیل تعداد زیاد متغیرها از آزمون کائو جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت استفاده گردید. آزمون کائو بر اساس روش انگل-گرنجر دو مرحله‌ای[1] است و همگنی اجزای پانل را در انجام آزمون هم انباشتگی در نظر می‌گیرد. فرضیه صفر در این آزمون که عبارت است از عدم وجود رابطه هم انباشتگی، با استفاده از آزمون ADF بررسی می‌شود. نتایج آزمون کائو در جدول (۱۱) نشان داده شده است:

جدول ۱۱: بررسی وجود هم جمعی داده‌های پنل بر اساس آزمون کائو

کشورهای مورد بررسی	آزمون	آماره t	احتمال
کشورهای توسعه‌یافته	ADF	-۵/۰۹۷۴	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه فرضیه صفر آزمون کائو، نشان‌دهنده عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی است؛ چنان‌چه سطح احتمال محاسبه شده کمتر از ۵ درصد باشد؛ فرضیه‌ی عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی رد خواهد شد. نتایج آزمون کائو در جدول (۱۱) نشان می‌دهد که در کشورهای توسعه‌یافته فرضیه عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی رد شده و بنابراین یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت میان GDP و سایر متغیرهای مستقل وجود خواهد داشت و رگرسیون برآوردی کاذب نخواهد بود. پس از بررسی ایستایی متغیرها و اطمینان از ایستا بودن متغیرهای پژوهش در گروه کشورهای درحال‌توسعه و نیز تائید وجود رابطه هم‌انباشتگی در گروه کشورهای توسعه‌یافته، مدل پژوهش به روش Panel GMM تخمین زده می‌شود.

[1]. Engle–Granger Two-Step Procedure

۶-۲- نتایج برآورد مدل

نتایج حاصل از تأثیرگذاری مداخلات غیر دارویی دولت (به عنوان معیارهای مهار کووید-۱۹) و متغیرهای کنترلی ذکر شده در مدل بر تولید ناخالص داخلی (GDP) در گروه کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، با استفاده از تخمین زن GMM دو مرحله‌ای به ترتیب در جدول (۱۲) و (۱۳) ارائه شده است:

جدول ۱۲: نتایج برآورد مدل پژوهش به روش Panel GMM برای کشورهای توسعه‌یافته

متغیر مستقل	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
$dLnGdp(-1)$	۰/۵۳۶	۰/۰۰۵	۱۰۵/۳۵	۰/۰۰۰۰
$dLnOpen$	۰/۰۲۶	۰/۰۲۳	۲/۰۲۵	۰/۰۰۲۶
$LnTourism$	۰/۱۰۷	۰/۰۰۰۷	۱۴۵/۶۴	۰/۰۰۰۰
$LnStrin$	-۰/۰۳	۰/۰۰۰۴	-۸/۱۴۱	۰/۰۰۰۰
$LnNewc$	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۱	-۱۰/۳۸۹	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۳: نتایج برآورد مدل پژوهش به روش Panel GMM برای کشورهای درحال‌توسعه

متغیر مستقل	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
$LnGdp(-1)$	۰/۵۵۴	۰/۰۰۰۹	۵۸۹/۳۳	۰/۰۰۰۰
$LnOpen$	۰/۶۳۴	۰/۰۰۲	۲۸۳/۶۳	۰/۰۰۰۰
$LnTourism$	۰/۰۳	۰/۰۰۰۱	۱۷۲/۱۵	۰/۰۰۰۰
$LnStrin$	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۳	-۴/۱۷۸	۰/۰۰۰۰
$LnNewc$	۰/۰۰۹	۳/۷۷۸	۲۵۶/۷۴	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج برآوردی مدل پژوهش می‌توان اظهار نمود که تولید ناخالص داخلی دوره‌ی قبل هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم در کشورهای درحال‌توسعه، دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی در دوره‌ی جاری است؛ که این نتیجه با تئوری‌های اقتصادی و برخی مطالعات قبلی نظیر چن و همکاران (۲۰۲۰) و کونگ و همکاران[1] (۲۰۱۶) سازگار است.

بر اساس نتایج ارائه شده در جداول فوق، درجه باز بودن تجارت هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم در کشورهای درحال‌توسعه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی داشته است، به گونه‌ای که با افزایش یک درصد در درجه باز بودن تجارت، تولید ناخالص داخلی در کشورهای توسعه‌یافته به میزان ۰/۰۲۶ درصد و در کشورهای درحال‌توسعه به میزان ۰/۶۳۴ درصد افزایش

[1]. Kong et al. (2016)

خواهد یافت. اثر مثبت باز بودن درجه تجارت را می‌توان در توسعه صادرات و ایجاد فرصت‌های شغلی تبیین نمود. نتیجه به دست آمده در رابطه با تأثیرگذاری مثبت درجه باز بودن تجاری با یافته‌های راگولتا[1] (۲۰۲۰) همخوانی دارد. هم‌چنین دین سو و نگیون[2] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ی خود، بر نقش مهم آزادسازی تجارت در افزایش تولید ناخالص داخلی در کشورهای درحال‌توسعه تأکید نموده و سومرو و همکاران[3] (۲۰۲۲) نیز باز بودن تجاری را به عنوان راهی برای رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه معرفی نموده‌اند. با توجه به ضریب به دست آمده برای کشورهای درحال‌توسعه و مقایسه با ضریب به دست آمده برای کشورهای توسعه‌یافته و مبانی نظری موجود می‌توان استدلال نمود که در کشورهای درحال‌توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته، آزادسازی‌های تجاری، تولید ناخالص داخلی را بیشتر تحریک می‌کند.

نتایج به دست آمده در هر دو گروه کشورهای مورد مطالعه نشان می‌دهد که تعداد گردشگر ورودی به کشور تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی داشته است. افزایش یک درصدی در تعداد گردشگر ورودی در کشورهای توسعه‌یافته موجب افزایش ۰/۱۰۷ درصدی در تولید ناخالص داخلی و در کشورهای درحال‌توسعه منجر به افزایش ۰/۰۳ درصدی در تولید ناخالص داخلی می‌شود. این نتایج منطبق با یافته‌های سکویرا و نونس (۲۰۰۸)، کاسترونونو و همکاران (۲۰۱۳) و ماتیسیاک و پرزینسکی (۲۰۱۹) است. از نظر بالاگوئر و کانتاولا[4] (۲۰۰۲) رشد اقتصادی یک کشور نه تنها تابعی از نیروی کار، سرمایه، صادرات و عوامل دیگر در آن کشور است، بلکه می‌تواند تحت تأثیر میزان گردشگر وارد شده به آن کشور نیز باشد. هم‌چنین از نظر باچر و همکاران (۲۰۰۳) گردشگری به طور مستقیم و غیر مستقیم دارای اثرات مثبتی بر اقتصاد جوامع است. اثرات مستقیم صنعت گردشگری از طریق مخارج اولیه گردشگران برای کالاها و خدمات مصرفی ایجاد می‌شود که منجر به ایجاد اشتغال مستقیم و کسب درآمدهای ارزی از طریق خرید و فروش کالاها و خدمات به گردشگران می‌شود.

بر اساس نتایج برآورد مدل‌ها که در جداول (۱۲) و (۱۳) ارائه شده است، شاخص سخت‌گیری دولت که به عنوان معیاری برای ارزیابی هزینه‌های اقتصادی مداخلات غیر دارویی دولت‌ها در طول

---

[1]. Raghulta (2020)
[2]. Dinhsu & Nguyen (2022)
[3]. Soomro et al. (2022)
[4]. Balaguer & Cantavella (2002)

همه‌گیری کووید-۱۹ استفاده می‌شود، در هر دو گروه کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، تاثیر منفی و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی داشته است و حاکی از آن است که مداخلات غیر دارویی دولت‌ها برای مهار همه‌گیری کووید-۱۹، منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی کشورها شده است. کانال اثرگذاری منفی شاخص سخت‌گیری دولت بر تولید ناخالص داخلی از طریق تعطیلی مدارس، تعطیلی محل کار، لغو رویدادهای عمومی، محدودیت در اجتماعات عمومی، تعطیلی سیستم حمل‌ونقل عمومی، الزامات مربوط به ماندن در خانه، محدودیت در ترددهای داخلی و کنترل سفرهای بین‌المللی است. یافته‌ها بیان‌گر این است که با افزایش یک درصدی در شاخص سخت‌گیری دولت کشورهای توسعه‌یافته، تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۳ درصد کاهش یافته و در کشورهای درحال‌توسعه به میزان ۰/۰۰۱ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های گروس و همکاران (۲۰۲۱) و چونگ و همکاران (۲۰۲۱) همخوانی دارد. نکته قابل توجه در این زمینه این است که بر اساس نتیجه به دست آمده در مورد دو گروه کشورهای مورد بررسی، تاثیر منفی در کشورهای توسعه‌یافته بیشتر از کشورهای درحال‌توسعه بوده و این تفاوت در ضریب برآوردی بیان‌گر این است که در کشورهای توسعه‌یافته، شاخص سخت‌گیری تاثیر منفی بزرگ‌تری بر تولید ناخالص داخلی داشته است. همان‌گونه که در بخش توضیحات آماره‌های توصیفی نیز اشاره شده است، کشورهای گروه توسعه‌یافته در مواجهه با گسترش کووید-۱۹، اقدامات سخت‌گیرانه‌تری در مقایسه با کشورهای درحال‌توسعه انجام داده‌اند. بنابراین بر اساس یافته‌های پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که تفاوت در اقدامات دولت‌ها در برابر ویروس کووید-۱۹ بر مبنای سطح توسعه‌یافتگی، منجر به تاثیرات متفاوتی بر تولید ناخالص داخلی این کشورها شده است. به گونه‌ای که اقدامات سخت‌گیرانه دولت‌ها در کشورهای توسعه‌یافته در مقایسه با کشورهای درحال‌توسعه، به طور قابل توجهی، منجر به کاهش بیشتری در تولید ناخالص داخلی این کشورها شده است. این نتیجه مطابق با نتایج مطالعه کونیگ و وینکلر (۲۰۲۱) در ۴۴ کشور منتخب است که نتیجه گرفته است کشورهایی که در مواجهه با گسترش کووید-۱۹، اقدامات دولتی سخت‌گیرانه‌تری انجام داده بودند؛ در مقایسه با کشورهایی که اقدامات دولتی ساده‌تری اعمال کرده بودند؛ به طور قابل توجهی، بیشتر دچار کاهش در رشد تولید ناخالص داخلی شده‌اند.

نتایج ارائه شده در جداول (۱۲) و (۱۳) بیان می‌دارد که علامت ضریب متغیر تعداد افراد مبتلای جدید به کووید-۱۹، در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه با یکدیگر متفاوت است.

علامت این ضریب در کشورهای توسعه‌یافته منفی بوده و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. عدد به دست آمده برای این ضریب در این گروه از کشورها نشان می‌دهد که مطابق انتظار، افزایش یک درصدی در تعداد موارد ابتلای جدید به کووید-۱۹ موجب کاهش ۰/۰۰۱ درصدی در تولید ناخالص داخلی شده است؛ در حالی که در کشورهای درحال‌توسعه، افزایش یک درصدی در تعداد موارد ابتلای جدید به کووید-۱۹، موجب افزایش ۰/۰۰۹ درصدی در تولید ناخالص داخلی شده است.

بر اساس آمار ارائه شده توسط Worldmeters[1] تفاوت معنی‌داری بین تعداد کیت‌های تشخیص کووید-۱۹، در کشورهای درحال‌توسعه و در کشورهای توسعه‌یافته وجود دارد. آمار موجود، بیان‌گر این است که در کشورهای درحال‌توسعه، مواردی از مرگ و ابتلا به کووید-۱۹ وجود داشته که در آمارهای رسمی این دسته از کشورها گزارش نشده است و در نتیجه تعدادی از موارد ابتلا به این بیماری ناشناخته باقی مانده است. پس همین عامل منجر به استخراج نتایج متفاوت برای تأثیرگذاری تعداد مبتلایان جدید به ویروس کووید ۱۹، بر تولید ناخالص داخلی در بین دو گروه کشورهای مورد مطالعه، شده است. به این طریق که تعداد افراد مبتلا به کووید-۱۹ در کشورهای توسعه‌یافته منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی و در کشورهای درحال‌توسعه منجر به افزایش آن شده است. تنوع و تکثر مراکز درمانی تشخیص کووید-۱۹ و هم‌چنین تعداد استفاده بیشتر از کیت‌های تشخیصی در کشورهای توسعه‌یافته، منجر به شناسایی تعداد بیشتر موارد ابتلا به کووید-۱۹ در این کشورها بوده و بنابراین آمار دقیق‌تری از تعداد افراد مبتلای جدید به دست آمده است. بنابراین با توجه به بالاتر بودن میزان سخت‌گیری در مواجهه با ویروس کووید-۱۹ در کشورهای توسعه‌یافته و تأثیری که تعداد افراد مبتلا بر کنش سخت‌گیرانه‌تر دولت داشته‌اند، افزایش تعداد افراد مبتلا به کووید-۱۹ به کاهش تولید ناخالص داخلی منجر شده است.

در مقابل، در کشورهای درحال‌توسعه به دلیل محدودتر بودن مراکز درمانی و کیت‌های تشخیصی در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته، آمار دقیقی از تعداد مبتلایان به این بیماری، در گزارشات رسمی انعکاس پیدا نکرده و در نتیجه برخی از مبتلایان در این کشورها ناشناخته باقی مانده‌اند. علاوه بر این، باید در نظر داشت که در این کشورها، حمایت‌های اقتصادی دولت‌ها از عموم افراد جامعه (و به ویژه مبتلایان به کووید-۱۹) کمتر بوده است. بنابراین تعاملات اقتصادی و

[1]. Www.worldometers.info

اجتماعی افراد در دوران همه‌گیری کووید-۱۹ در این کشورها نسبت به کشورهای توسعه‌یافته بیشتر بوده است. در واقع می‌توان گفت که در کشورهای درحال‌توسعه سه عامل؛ عدم وسعت تشخیص مبتلایان، شدت ارتباطات و تراکم تعاملات اقتصادی و اجتماعی باعث شده که متغیر تعداد مبتلایان به کووید-۱۹، به درستی نشان‌دهنده عدم قطع زنجیره اقتصادی و اجتماعی نباشد و همین موضوع منجر به این گردیده که ضریب برآوردی تعداد موارد ابتلا به کووید-۱۹ در کشورهای درحال‌توسعه به خوبی کاهش در تولید ناخالص داخلی را انعکاس ندهد.

٦-۳- آزمون‌های تشخیصی مدل

آزمون سارگان که به منظور بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل و آزمون قیود بیش از حد[1] می‌باشد، تحت فرضیه‌ی صفر مبنی بر اعتبار متغیرهای ابزاری استفاده شده بر اساس توزیع مجانبی کای دو قرار دارد. نتایج حاصل از این آزمون نشان‌دهنده این است که در مدل برآورد شده، متغیرهای ابزاری با اجزای باقیمانده‌ی مدل هم‌بستگی ندارند، بنابراین این متغیرها درست انتخاب شده و نتایج مدل از این جهت قابل اعتماد است. در جدول (۱۴) نتایج آزمون سارگان ارائه شده است:

جدول ۱۴: نتایج آزمون سارگان

مدل مورد بررسی	آماره J	سطح احتمال
مدل تخمینی کشورهای توسعه‌یافته	۵/۶۶۶۴	۰/۳۲۷۶
مدل تخمینی کشورهای درحال‌توسعه	۸/۸۹۶۵	۰/۴۱۴۹

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه فرضیه صفر آزمون سارگان حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است؛ چنان‌چه سطح احتمال محاسبه شده کمتر از ۵ درصد باشد؛ فرضیه‌ی عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال رد خواهد شد. نتایج آزمون سارگان به دست آمده برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه نشان می‌دهد که فرضیه صفر رد نشده و نتیجه گرفته می‌شود که متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل، معتبر هستند.

آزمون دیگر آزمون همبستگی سریالی آرلانو و باند در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول توسط آماره M است. همبستگی سریالی با یک مرتبه مشخص بدین معنی است که پسماندها از یک

[1]. Test of the Over Identifying Restrictions

فرآیند میانگین متحرک با مرتبه مشابه پیروی می‌کنند. نتایج به دست آمده از بررسی خودهمبستگی بین جملات اخلال در جدول (۱۵) نشان داده شده است. نتایج بیان‌گر این است که در هر دو گروه کشورهای مورد بررسی، در سطح خطای ۵ درصد، خودهمبستگی مرتبه دوم وجود نداشته و تخمین زننده‌ها دارای ویژگی سازگاری هستند.

جدول ۱۵: نتایج آزمون همبستگی سریالی آرلانو و باند

مدل مورد بررسی	شرح	آماره M	احتمال
مدل تخمینی کشورهای توسعه‌یافته	AR(1)	-۳/۳۸۰	۰/۰۰۰۷
	AR(2)	-۲/۵۰۹	۰/۵۲۲۴
مدل تخمینی کشورهای درحال‌توسعه	AR(1)	-۲/۹۹۱	۰/۰۰۲۴
	AR(2)	۰/۲۵۴	۰/۷۹۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

٦- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

همه‌گیری ویروس کووید-۱۹ در اواخر سال ۲۰۱۹ میلادی، به طور قابل توجهی اقتصاد جهانی را تحت تأثیر خود قرارداد. در پی شیوع این بیماری، دولت‌ها مجاب شدند که برای مقابله با گسترش روزافزون این ویروس، از مداخلات به اصطلاح غیر دارویی (NPI) نظیر فاصله‌گذاری اجتماعی و قرنطینه‌های اجباری استفاده کنند که البته اقدامات یاد شده با هزینه‌های اقتصادی همراه بود. به منظور بررسی اثرات اقتصادی این اقدامات غیر دارویی، در پژوهش حاضر تأثیر مداخلات غیر دارویی دولت‌ها به عنوان معیارهای مهار کووید-۱۹، و سایر متغیرهای کنترلی (شامل درجه باز بودن تجارت، تعداد گردشگران ورودی و تعداد موارد ابتلای جدید به کووید-۱۹) بر تولید ناخالص داخلی (GDP) در دو گروه از کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه مورد بررسی قرار گرفت. به منظور بررسی این روابط، از داده‌های فصلی متغیرها طی دوره زمانی ۲۰۲۰ میلادی تا ۲۰۲۲ میلادی (دوره‌ی همه‌گیری ویروس کووید-۱۹) استفاده شده و برای برآورد، از مدل Panel GMM استفاده گردیده است. لازم به ذکر است در پژوهش حاضر، شاخص سخت‌گیری دولت به عنوان معیاری برای ارزیابی هزینه‌های اقتصادی مداخلات غیر دارویی دولت‌ها معرفی گردیده و در مدل وارد شده است.

نتایج برآورد مدل در هر دو گروه کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه نشان داد که تأثیر مداخلات غیر دارویی دولت‌ها که از طریق شاخص سخت‌گیری ارزیابی شده؛ بر تولید ناخالص داخلی کشورها منفی و معنی‌دار است. هم‌چنین نتایج بیان‌گر این است که تولید ناخالص دوره‌ی

قبل، درجه باز بودن تجاری و تعداد گردشگر ورودی به کشور، دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی است. بر اساس یافته‌های این پژوهش، تاثیر تعداد افراد مبتلای جدید به ویروس کووید-۱۹ بر تولید ناخالص داخلی، در کشورهای توسعه‌یافته منفی بوده و در کشورهای درحال‌توسعه مثبت است.

با توجه به این که بیماری کووید-۱۹، به سرعت تمام جهان را در برگرفت، نقش دولت برای کنترل و برون‌رفت از این شرایط، غیر قابل انکار و حیاتی است. از این رو پیشنهاد می‌شود که دولت‌ها به جهت جبران کاهش تولید ناخالص داخلی که در اثر مداخلات غیر دارویی دولت‌ها ایجاد شده است به تحریک تقاضای کل و افزایش مخارج دولتی (G) از طریق مسیرهای مختلف پولی و مالی مانند کاهش نرخ بهره، ارائه‌ی بسته و تسهیلات حمایتی و کاهش مالیات‌ها مبادرت ورزند. از سوی دیگر، با توجه به این که در ابتدای شیوع این ویروس، تحقیقات برای کشف واکسن‌های موثر هنوز به نتیجه نرسیده بود و در نتیجه اتخاذ اقدامات بازدارنده در قالب شاخص سخت‌گیری توسط دولت‌ها، امری لازم و طبیعی بوده است، پیشنهاد می‌شود در چنین مواقع بحرانی، دولت‌ها در جهت افزایش اطلاع‌رسانی در رابطه با هزینه اقتصادی و اثرات منفی اقدامات غیر دارویی بر تولید ناخالص داخلی کشور، هشدار داده و با جلب هر چه بیشتر اعتماد عمومی نسبت به این اقدامات بازدارنده دولت، موجب کاهش آثار خارجی منفی ناشی از این سخت‌گیری‌ها شوند. از سوی دیگر با توجه به این‌که در آینده نیز احتمال همه‌گیری‌های دیگری در ابعاد ویروس کووید-۱۹ و یا حتی فراتر از آن وجود داشته و این شاخص، هزینه‌های اقتصادی دولت را در این زمان‌ها اندازه‌گیری می‌کند، نتایج این تحقیق این امکان را در اختیار سیاست‌گذاران قرار می‌دهد که با درک و بررسی این گونه هزینه‌ها در هنگام مواجهه با وضعیت‌های مشابه، استراتژی‌های خود را اصلاح کرده و یا مکانسیم‌های پشتیبانی برای کاهش هزینه و آثار خارجی این گونه اقدامات را ایجاد کند.

References

Alexakis, C. Eleftheriou, K. & Patsoulis, P. (2021). "COVID-19 Containment Measures and Stock Market Returns: An International Spatial Econometrics Investigation". Journal of Behavioral and Experimental Finance **29**: 100428. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100428

Amuedo-Dorantes, C. Borra, C. Rivera Garrido, N. & Sevilla, A. (2020). "Timing is Everything when Fighting a Pandemic: Covid-19 Mortality in Spain". https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3620631

Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". The Review of Economic Studies **58**(2): 277-297. https://doi.org/10.2307/2297968

Balaguer, J. and Cantavella-Jorda, M. (2002). "Tourism as a Long-Run Economic Growth Factor: The Spanish Case". Applied Economics **34**: 877-884. https://doi.org/10.1080/00036840110058923

Banik, R. Rahman, M. Hossain, M. M. Sikder, M. T. & Gozal, D. (2020). "COVID-19 Pandemic and Rohingya Refugees in Bangladesh: What are the Major Concerns?". Global Public Health **15**(10): 1578-1581. https://doi.org/10.1080/17441692.2020.1812103

Barro, R. J. Ursúa, J. F. & Weng, J. (2020). "The Coronavirus and the Great Influenza Pandemic: Lessons from the "Spanish Flu" for the Coronavirus's Potential Effects on Mortality and Economic Activity". Working Paper (No. w26866). National Bureau of Economic Research https://www.jstor.org/stable/resrep24600

Butcher, G. Fairweather, J. R. & Simmons, D. G. (2003). "The Economic Impact of Tourism on Christchurchcity and Akaroa Township". Journal of Economic Dynamics and Control **11**: 211-200. https://hdl.handle.net/10182/252

Carillo, M. & Jappelli, T. (2020). "Pandemics and Local Economic Growth: Evidence from the Great Influenza in Italy.Centre for Economic Policy Research". https://ssrn.com/abstract=3628169

Castro-Nuño, M. Molina-Toucedo, J. A. & Pablo-Romero, M. P. (2013). "Tourism and GDP: A Meta-analysis of Panel Data Studies". Journal of Travel Research **52**(6): 745-758. https://doi.org/10.1177/0047287513478500

Chen, R. E. Zhang, X. Case, J. B. Winkler, E. S. Liu, Y. VanBlargan, L. A. & Diamond, M. S. (2021). "Resistance of SARS-CoV-2 Variants to Neutralization by Monoclonal and Serum-Derived Polyclonal Antibodies". Nature Medicine **27**(4): 717-726. https://doi.org/10.1038/s41591-021-01294-w

Cheng, C. Barceló, J. Hartnett, A. S. Kubinec, R. & Messerschmidt, L. (2020). "COVID-19 Government Response Event Dataset (CoronaNet v. 1.0)". Nature Human Behaviour **4**(7): 756-768. https://doi.org/10.1038/s41562-020-0909-7

Chernozhukov, V. Kasahara, H. & Schrimpf, P. (2021). "Causal Impact of Masks, Policies, Behavior on Early Covid-19 Pandemic in the US". Journal of Econometrics **220**(1): 23-62. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.003

Cohen, S. Chakravarthy, S. Bharathi, S. Narayanan, B. & Park, C. Y. (2022). "Potential Economic Impact of COVID-19-Related School Closures". Asian Development Bank Economics Working Paper Series (657). https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4108343

Cross, M. Ng, S. K. & Scuffham, P. (2020). "Trading Health for Wealth: The Effect of COVID-19 Response Stringency". International Journal of Environmental Research and Public Health **17**(23): 8725. https://doi.org/10.3390/ijerph17238725

Diamantopoulos, A. & Winklhofer, H. M. (2001). "Index Construction with Formative Indicators: An Alternative to Scale Development". Journal of Marketing Research **38**(2): 269-277. https://doi.org/10.1509/jmkr.38.2.269.18845

Dinh Su, T. & Phuc Nguyen, C. (2022). "Foreign Financial Flows, Human Capital and Economic Growth in African Developing Countries". International Journal of Finance & Economics **27**(3): 3010-3031. https://doi.org/10.1002/ijfe.2310

Edejer, T. T. T. Hanssen, O. Mirelman, A. Verboom, P. Lolong, G. Watson, O. J. & Soucat, A. (2020). "Projected Health-care Resource Needs for an Effective Response to COVID-19 in 73 Low-income and Middle-income Countries: a Modelling Study". The Lancet Global Health **8**(11): e1372-e1379. https://doi.org/10.1016/S2214-109X(20)30383-1

Gros, D. Ounnas, A. & Yeung, T. Y. C. (2021). "A New COVID Policy Stringency Index for Europe". Covid Economics **115**. https://cepr.org/node/390711

Hale, T. Angrist, N. Kira, B. Petherick, A. Phillips, T. & Webster, S. (2020). "Variation in Government Responses to COVID-19". BSG Working Paper Series

Intergovernmental Science-Policy Platform on Biodiversity and Ecosystem Services (IPBES). (2020). Workshop Report on Biodiversity and Pandemics of the Intergovernmental Platform on Biodiversity and Ecosystem Services (IPBES). *IPBES Secretariat*.

International Monetary Fund (2020). World Economic Outlook, October 2020: A Long and Difficult Ascent, Washington DC.

Jorda, Ò. Singh, S. R. & Taylor, A. M. (2022). "Longer-run Economic Consequences of Pandemics". Review of Economics and Statistics **104**(1): 166-175. https://doi.org/10.1162/rest_a_01042

Karaivanov, A. Lu, S. E. Shigeoka, H. Chen, C. & Pamplona, S. (2021). "Face Masks, Public Policies and Slowing the Spread of COVID-19: Evidence from Canada". Journal of Health Economics **78**: 102475. https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2021.102475

Kazerooni, A. Salahesh, T. & Asgharpur, H. (2018). "Banks' Role in Monetary Policy Transmission Mechanism (Emphasis on Balance-Sheet and Financial Health Characteristics of Banks)". Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi) **53**(1): 69-92. https://doi.org/10.22059/jte.2017.232209.1007571. (In Persian)

Koh, D. & Goh, H. P. (2020). "Occupational Health Responses to COVID-19: What Lessons Can We Learn from SARS?". Journal Of Occupational Health **62**(1): e12128. https://doi.org/10.1002/1348-9585.12128

Konig, M. & Winkler, A. (2020). "COVID-19 and Economic Growth: Does Good Government Performance Pay Off?". Intereconomics **55**(4): 224-231. https://doi.org/10.1007/s10272-020-0906-0

Konig, M. & Winkler, A. (2020). "Monitoring in Real Time: Cross-Country Evidence on the COVID-19 Impact on GDP Growth in the First Half of 2020". Covid Economics **57**: 132-153. https://cepr.org/node/390668

Konig, M. & Winkler, A. (2021). "COVID-19: Lockdowns, Fatality Rates and GDP Growth". Intereconomics **56**(1): 32-39. https://doi.org/10.1007/s10272-021-0948-y

Konig, M. & Winkler, A. (2021). "The Impact of Government Responses to the COVID-19 Pandemic on GDP Growth: Does Strategy Matter?". PloS One **16**(11): e0259362. https://doi.org/10.1007/s10272-021-0948-y

Lim, A. B. Sazuki, F. Weerasena, B. & Ferlito, C. (2021). "The Economic Impact of School Closures in Malaysia". Policy Brief (1). https://dx.doi.org/10.22617/WPS220197-2

Lopez Bóo, F. (2010). "Returns to Education and Macroeconomic Shocks: Evidence from Argentina". Available at SSRN 1552687. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1552687

Marozzi, M. (2016). "Construction, Robustness Assessment and Application of an Index of Perceived Level of Socio-economic Threat from Immigrants: A Study of 47 European Countries and Regions". Social Indicators Research **128**(1): 413-437. https://doi.org/10.1007/s11205-015-1037-z

Matysiak, K. & Perzyński, T. (2019). "The Use of Selected Water Resources of Radom Regions for Tourism and Recreation". AUTOBUSY–Technika, Eksploatacja, Systemy Transportowe **24**(6): 332-336. https://doi.org/10.24136/atest.2019.172

McKibbin, W. & Fernando, R. (2021). "The Global Macroeconomic Impacts of COVID-19: Seven Scenarios". Asian Economic Papers **20**(2): 1-30. https://doi.org/10.1162/asep_a_00796

Nelson, M. A. (2021). "COVID-19 Closure and Containment Policies: A First Look at the Labour Market Effects in Emerging Nations". Covid Economics **66**: 89-114. https://cepr.org/node/390710

Nicola, M. Alsafi, Z. Sohrabi, C. Kerwan, A. Al-Jabir, A. Iosifidis, C. & Agha, R. (2020). "The Socio-economic Implications of the Coronavirus Pandemic

(COVID-19): A Review". International Journal of Surgery **78**: 185-193. https://doi.org/10.1016/j.ijsu.2020.04.018

Pesaran, H. M. (2004). "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels". (Vol. 435). Working Paper. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.572504

Pesaran, M. H. (2007). "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence". Journal of Applied Econometrics **22**(2): 265-312. https://doi.org/10.1002/jae.951

Pesaran, M. H. Schuermann, T. & Weiner, S. M. (2004). "Modeling Regional Interdependencies using a Global Error-correcting Macroeconometric Model". Journal of Business & Economic Statistics **22**(2): 129-162. https://doi.org/10.1198/073500104000000019

Raghutla, C. (2020). "The Effect of Trade Openness on Economic Growth: Some Empirical Evidence from Emerging Market Economies". Journal of Public Affairs **20**(3): e2081. https://doi.org/10.1002/pa.2081

Sequeira, T. N. & Maçãs Nunes, P. (2008). "Does Tourism Influence Economic Growth? A Dynamic Panel Data Approach". Applied Economics **40**(18): 2431-2441. https://doi.org/10.1080/00036840600949520

Shoss, M. (2021). "Occupational Health Psychology Research and the COVID-19 Pandemic". Journal of Occupational Health Psychology **26**(4): 259. https://doi.org/10.1037/ocp0000292

Soomro, A. N. Kumar, J. & Kumari, J. (2022). "The Dynamic Relationship between FDI, ICT, Trade Openness, and Economic Growth: Evidence from BRICS Countries". The Journal of Asian Finance, Economics and Business **9**(2): 295-303. https://doi:10.13106/jafeb.2022.vol9.no2.0295

Su, T. D. & Nguyen, C. P. (2022). "Productive Contribution of Public Spending and Human Capital in Developing Countries Revisited: The Role of Trade Openness". Foreign Trade Review **57**(1): 66-84. https://doi.org/10.1177/00157325211045471

Sun, C. & Zhai, Z. (2020). "The Efficacy of Social Distance and Ventilation Effectiveness in Preventing COVID-19 Transmission". Sustainable Cities and Society **62**, 102390. https://doi.org/10.1016/j.scs.2020.102390

Takian, A. Kiani, M. M. & Khanjankhani, K. (2020). "COVID-19 and the Need to Prioritize Health Equity and Social Determinants of Health". International Journal of Public Health **65**(5): 521-523. https://doi.org/10.1007/s00038-020-01398-z

UNESCO (2021). *Adverse Consequences of School Closures,* https://en.unesco.org/covid19/ educationresponse/consequences.

Yamin, M. (2020). "Counting the Cost of COVID-19". International Journal of

Information Technology **12**(2): 311-317. https://doi.org/10.1007/s41870-020-00466-0

Yan, B. Zhang, X. Wu, L. Zhu, H. & Chen, B. (2020). "Why do Countries Respond Differently to COVID-19? A Comparative Study of Sweden, China, France, and Japan". The American Review of Public Administration **50**(6-7): 762-769. https://doi.org/10.1177/0275074020942445

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 80-110

Studying the effect of monetary policy on the exchange rate in uncertain conditions and its effects on the value added of economic sectors in Iran using the RDCGE model

Elham Dehghani[1], Ali Raeispour Rajabali[* 2], Seyed Abdolmajid Jalaei Esfand Abadi[3]

Received: 17-05-2023 Accepted: 11-06-2023

Extended Abstract

Purpose: Monetary policies serve to create economic stability and maintain price stability. It is one of the central bank's powers to implement monetary policies. In other words, the central bank has the necessary freedom of action to use its policy tools in operational goals in order to influence its intermediate goals, i.e. the growth of the volume of money and liquidity in order to achieve its ultimate goals, i.e. economic growth and price stabilization. Considering the negative effects of uncertain conditions on the country's economic situation due to the uncertain future of the country's economy, evaluating the effects of monetary policies on the exchange rate in uncertain conditions and the value added of economic sectors (industry, agriculture and services) is of undeniable importance. This can prevent harmful effects addressed in this research.

Methodology: In order to meet the research goals, the required data were gathered from Social Accounting Matrix (SAM) of Parliament Research Center of Iran and the input-output table of the central bank of Iran (CBI). Also, dynamic computable general equilibrium models were divided into interim and recursive categories. The interim models are based on the optimum growth theorem which assumes that economic agents have the ability of complete prediction, while this is not correct in many economic circumstances, especially in developing countries. Hence, many economic experts believe that recursive models are more trustable. This research is conducted based on the recursive dynamic computable general equilibrium (RDCGE) model and impulse response functions (IRF) through making shocks on monetary policy indexes including the increase in liquidity volume (2%, 5% and 10%). In

[1]. Ph.D. student of international economic sciences, Kerman branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran. Email: dehghani1094@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Kerman branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran. Email: mailboxali@gmail.com
[3]. Professor, Faculty of Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran. Email: jalaee@uk.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 80-110

addition, the data are analyzed with the Matlab software.

Findings and Discussion: The results showed that the shock caused by a 5% increase in liquidity increases the exchange rate by 0.29% in the first period, 0.66% in the second period, 0.97% in the third period, and then it is neutralized. The shock caused by a 10% increase in liquidity increases the exchange rate by 1.06% in the first period, 1.46% in the second period, 1.98% in the third period, and then it is neutralized. The shock caused by the 20% growth of liquidity increases the exchange rate by 1.17% in the first period, 2.21% in the second period, 3.08% in the third period, and then it gets neutralized. In general, it can be concluded that the shocks of the increase in the liquidity, due to the increase in the total volume of money, leads to a decrease in the value of the national currency versus foreign currencies. The price of the US dollar thus increases inside the country.

The shock caused by a 5% increase in the liquidity reduces the value added of the industry and mining sector by 2.65% in the first period, by 3.19% in the second period, and then it gets neutralized. The shock caused by the 10% growth of liquidity reduces the value added of the industry and mining sector by 3.03% in the first period, by 4.00% in the second period, and then it is neutralized. The shock caused by the 20% growth of the volume of liquidity reduces the value added of the industry and mining sector by 4.33% in the first period, by 5.04% in the second period and then is neutralized. In general, it can be concluded that the shocks of the increase in the liquidity lead to an increase in the inflation rate and production costs and, finally, it reduces the value added of the industry-mining sector.

The shock caused by a 5% increase in the volume of liquidity reduces the value added of the service sector by 1.97% in the first period, by 2.24% in the second period, and then it gets neutralized. The shock caused by the 10% growth of liquidity reduces the value added of the service sector by 2.63% in the first period, by 3.05% in the second period, and then it is neutralized. The shock caused by the 20% growth of liquidity reduces the value added of the service sector by 3.81% in the first period, by 4.01% in the second period, and then it is neutralized. In general, it can be concluded that the shocks of increasing the liquidity lead to an increase in the inflation rate and the cost of services and, finally, it reduces the value added of the service sector.

The shock caused by a 5% increase in the liquidity reduces the value added of the agricultural sector by 1.16% in the first period, by 2.09% in the second period, and then it is neutralized. The shock caused by a 10% increase in the liquidity reduces the value added of the agricultural sector by 2.03% in the first period, by 2.89% in the second period, and then it becomes neutral. The shock caused by the 20% growth in the liquidity reduces the value added of the agricultural sector by 2.67% in the first period, by 3.19% in the second period, and then it is neutralized. In general, it can be concluded that the shocks of increasing the liquidity lead to an increase in the inflation rate and the production costs of the agricultural sector and, finally, it reduces the value added of the agricultural sector.

Conclusion and Policy Implications: It can be concluded that, among the examined economic sectors, the shock caused by the increase in volume of liquidity has a more negative effect on the value added of the industry, mining, services and agriculture

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 80-110

sectors, respectively. Considering the positive effect of exchange rate fluctuations and uncertainty on increase in liquidity and, as a result, the reduction of the value added of economic sectors, it is suggested to policy makers to avoid the decisions that cause disturbances and fluctuations in the currency market. Finally, the central bank should pay attention to the impact coefficient of each shock on the value added of each economic sector and apply economic decisions considering these effects and the target sector considered as the leading sector.

Keywords: Monetary Policy, Exchange Rate, Added Value of Economic Sectors, Computable Dynamic Recursive General Equilibrium Model.

JEL Classification: D58, E52, F31.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: ۸۰-۱۱۰

بررسی تأثیر سیاست پولی بر نرخ ارز در شرایط نااطمینانی و اثرات آن بر ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی در ایران (کاربرد مدل RDCGE)

الهام دهقانی[۱]، علی رئیس‌پور رجبعلی*[۲]، سید عبدالمجید جلائی اسفندآبادی[۳]

دریافت: ۱۴۰۲-۰۲-۲۷ **پذیرش: ۱۴۰۲-۰۳-۲۱**

چکیده

با توجه به آثار منفی شرایط نااطمینانی در خصوص آینده اقتصادی، بر وضعیت اقتصادی یک کشور، ارزیابی آثار سیاست‌های پولی بر نرخ ارز در شرایط نااطمینانی و اثر آن بر ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی از اهمیت انکارناپذیری به منظور جلوگیری از آثار زیان‌بار احتمالی برخوردار است که در این تحقیق به این مهم پرداخته شد. برای این منظور، اثرات شوک‌های ناشی از سناریوهای سیاست‌های پولی انبساطی در قالب افزایش رشد حجم نقدینگی (۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪) بر نرخ ارز (ریال /دلار آمریکا) و ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات بررسی شد. در این راستا، داده‌های مورد نیاز از ماتریس کلان حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ و جدول تفصیلی داده- ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی گردآوری و جهت تحلیل داده‌ها از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) و نرم‌افزار متلب استفاده شد. نتایج نشان داد که در میان بخش‌های اقتصادی مورد بررسی، شوک ناشی از افزایش حجم نقدینگی، به ترتیب از اثرگذاری منفی بیشتری بر ارزش‌افزوده بخش‌های صنعت و معدن، خدمات و کشاورزی برخوردار است. به طوری که، شوک افزایش حجم نقدینگی حداکثر به میزان ۳/۰۸ درصد منجر به افزایش نرخ ارز شده و ارزش‌افزوده بخش‌های صنعت و معدن، خدمات و کشاورزی را حداکثر به ترتیب معادل ۵/۰۴، ۴/۰۱ و ۳/۱۹ درصد کاهش می‌دهد.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، نرخ ارز، ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی، مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی.

طبقه‌بندی JEL: D58، E52، F31.

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گرایش بین‌الملل، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران. dehghani1094@gmail.com

۲. نویسنده مسئول. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران. mailboxali@gmail.com

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه باهنر کرمان، کرمان، ایران. jalaee@uk.ac.ir

۱- مقدمه

به صورت کلی می‌توان گفت هدف سیاست‌های پولی، ایجاد ثبات اقتصادی و حفظ ثبات قیمت‌ها است. تحقق این امر، از اختیارات بانک مرکزی در اجرای سیاست‌های پولی است. به عبارت بهتر بانک مرکزی از آزادی عمل لازم در به کارگیری ابزارهای سیاستی خود در اهداف عملیاتی (ذخایر بانک‌ها و اجزای پایه پولی) در جهت اثرگذاری بر اهداف میانی خود یعنی رشد حجم پول و نقدینگی به منظور دستیابی به اهداف نهایی خود یعنی رشد اقتصادی و تثبیت قیمت‌ها برخوردار باشد (بنچیمول[1]، ۲۰۱۹). مهمترین هدف بانک مرکزی حفظ ارزش پول ملّی است. این هدف تنها در صورتی محقق می‌گردد که نرخ تورم کنترل شود؛ اما متأسفانه بانک مرکزی ایران نتوانسته این هدف ضد تورمی را محقق کند. در نتیجه ایران جزو معدود کشورهایی است که تقریباً به طور پیوسته تورمی دو رقمی را تجربه کرده است. به طوری که، رشد حدود ۱۴ برابری نقدینگی در دهه ۱۳۹۰ (از ۳۵۴۰ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۹۰ به ۴۸۳۲۰ هزار میلیارد ریال در سال ۱۴۰۰)، به سرمایه‌گذاری منجر نشده و منجر به رشد بیش از ۱۰ برابری شاخص قیمت مصرف‌کننده (از ۴۰/۳۲ در سال ۱۳۹۰ به ۴۳۷/۰۴ در سال ۱۴۰۰) شده است (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۱).

در اجرای سیاست پولی، بانک مرکزی به عنوان متولی اتخاذ این سیاست، با هدف نظارت و هدایت فعالیت های بانکی، تنظیم اعتبارات، حفظ ثبات قیمت، حفظ ارزش پول، کنترل دقیق امور ارزی و هدایت پس‌اندازها به سوی سرمایه‌گذاری مولد مطرح می‌گردد (لبافی فریز و همکاران، ۱۳۹۷). اقتصاددانان پولی با اعتقاد به وجود تأخیر زمانی در انتقال سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد و ایجاد نااطمینانی در این مکانیزم، کانال‌های متعددی را مورد بررسی قرار می‌دهند. ولی کینزین ها با تأکید خاص بر نرخ بهره و ارتباط بین تمامی بازارها از طریق آن فقط کانال نرخ بهره و میزان عبور اثرات سیاست پولی از این کانال را مورد توجه قرار می‌دهند. همچنین وقتی حجم پول افزایش می‌یابد سطح عمومی قیمت های انتظاری افزایش یافته و باعث بالا رفتن تورم انتظاری و کاهش رفاه تولیدکننده و مصرف‌کننده می‌شود. همچنین سیاست‌های پولی از طریق نرخ بهره می‌تواند بخش واقعی اقتصادی را به صورت کلی و نرخ رشد اقتصادی را به صورت خاص تحت تأثیر قرار دهد.

---

[1]. Benchimol

تصمیم‌گیری بانک مرکزی در مورد نرخ بهره، علاوه بر متأثر کردن نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نقدینگی سیستم مالی، مقدار پول و اعتبار بانکی، نرخ ارز و قیمت سایر دارایی‌ها و انتظارات بازار اثرگذار است. از طرف دیگر، صاحب‌نظران اقتصادی در چگونگی اثرگذاری سیاست‌های پولی و ارزی بر متغیرهای اقتصادی (به رغم تحولاتی که در شیوه نگرش به مسائل اقتصاد کلان در چند دهه اخیر رخ داده است) اختلاف نظر دارند (ایزدخواستی، ۱۳۹۷).

نگرش و اتکای کینزی‌ها، نئوکینزی‌ها و پساکینزی‌ها، به سیاست‌های پولی و ارزی کاملاً متفاوت از طرز تلقی کلاسیک‌ها، نئوکلاسیک‌ها و کلاسیک‌های جدید است. همچنین طرفداران چرخه‌های واقعی نیز اثر کاملاً متفاوتی را برای سیاست‌های پولی قائل هستند و بر این اعتقادند که سیاست‌های پولی انبساطی در نهایت به کاهش سطح تولید و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر می‌شود (امامی میبدی و همکاران، ۱۴۰۰).

سیاست پولی یک مفهوم و یا استنباط کلی از ظرفیت‌ها و توان نهاد سیاست‌گذار پولی و تأثیر آن بر متغیرهای عمده اقتصادی است. هر چند که وظیفه اصلی این نهاد،کنترل قیمت‌ها است، اما بالا نگه داشتن سطح فعالیت‌های اقتصادی از دیگر وظایف اصلی آن شمرده می شود. تدوین یک سیاست پولی مناسب برای دستیابی به اهداف اقتصادی مورد نظر سیاست‌گذار از اهمیت بسیار بالایی برخوردار بوده و در حقیقت برای رسیدن به این اهداف، سیاست‌گذاران پولی، ابزارهای سیاستی را که بر فعالیت‌های اقتصادی و قیمت‌ها اثر می‌گذارند، تغییر می‌دهند (توکل و همکاران، ۱۴۰۱).

یکی از دلایل عدم تدوین سیاست پولی مناسب را می‌توان نااطمینانی‌هایی دانست که در اقتصاد فراگیر است. پنج منبع نااطمینانی که تدوین سیاست پولی را تحت تأثیر قرار می‌دهند عبارتند از: وقایع آینده تکانه‌ها و نوسانات اقتصادی، عملکرد واقعی اقتصاد، عکس‌العمل بازار به سیاست فعلی بانک مرکزی، انتظارات بازار از سیاست‌های آینده بانک مرکزی و محدویت داده‌ها. منبع اول نااطمینانی را به عنوان نااطمینانی شوک بیان می‌کنند و به این مفهوم است که شوک‌های غیر قابل پیش‌بینی اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند. بقیه موارد به عنوان نااطمینانی مدل -پارامتر در نظر گرفته می شوند (گودرزی فراهانی و همکاران، ۱۳۹۹). همچنین، نوسانات نرخ ارز و به تبع آن نوسانات قیمت‌های نسبی، با بی‌ثبات کردن شرایط اقتصادی و افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی در عرصه تجارت خارجی می‌شود که از عواقب آن می‌توان به کاهش حجم تجارت،

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی اشاره کرد. از سوی دیگر، نوسانات نرخ ارز می‌تواند نرخ بهره را از مسیر تعادلی خود خارج نموده و موجب آسیب رساندن به بخش حقیقی اقتصاد گردد (تلیک و همکاران، ۱۴۰۲).

به علاوه، ریسک نرخ ارز می‌تواند موجب نوسان درآمدهای ارزی شود. به طور کلی نااطمینانی و نوسان در عملکرد این شاخص از یک طرف عدم تعادل در اقتصاد و از سوی دیگر با متأثر ساختن همه بخش‌های اقتصادی، رفاه جامعه را تحت تأثیر منفی خود قرار می‌دهد (چن و همکاران[1]، ۲۰۲۰). بنابراین با توجه به آثار منفی نااطمینانی در اقتصاد بر رشد اقتصادی بخش‌های مختلف اقتصادی، ارزیابی آثار سیاست پولی بر نرخ ارز در شرایط نااطمینانی و اثر آن بر ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات از اهمیت انکارناپذیری به منظور جلوگیری از آثار زیان‌بار (تورم، بیکاری، کاهش رفاه و ...) برخوردار است که در این تحقیق به این مهم پرداخته می‌شود.

برای این منظور در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه تحقیق، در بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق، در بخش چهارم، نتایج و سرانجام در بخش پنجم، جمع‌بندی و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- اثر سیاست‌های پولی بر سیاست‌های ارزی در شرایط نااطمینانی

به منظور بررسی آثار نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی به خصوص سیاست پولی و مالی می‌توان از مطالعه کوکرمن و ملتزر[2] (۱۹۸۶) استفاده نمود. آن‌ها دریافتند که در هر دوره، سیاست‌گذاران تمایل دارند به یک نرخ مشخصی از رشد پول دست یابند، اما در اغلب موارد رشد واقعی پول تا حدودی از رشد برنامه‌ریزی شده پول متفاوت است. چرا که جامعه همواره با رویدادهای غیر منتظره مواجه بوده و سیاست‌گذاران در پاسخ به این رویدادها ناچارند وزن نسبی ترجیحات خود را میان تورم و تحریک فعالیت اقتصادی تغییر دهند (یاوری و همکاران، ۱۳۹۵). به دلیل جلوگیری از بی اثر شدن سیاست‌های اقتصادی، سیاست‌گذاران معمولاً تغییرات ایجاد شده در

[1]. Chen et al.
[2]. Cukierman and Meltzer

ترجیحات و اهداف خود را آشکار می‌سازند و به همین دلیل میزان اطلاعات شهروندان نسبت به سیاست‌گذاران در این زمینه کمتر است.

کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) بیان می‌کنند که سیاست‌گذاران همواره در حال دادوستد میان رشد اقتصادی بیشتر و تورم بیشتر هستند. به عبارت دیگر سیاست‌گذاران تمایل دارند با استفاده از ابزارهای پولی رشد اقتصادی جامعه را افزایش دهند، اما این ابزارهای پولی با تحریک تقاضا، در اغلب موارد تورم را نیز به دنبال خواهند داشت. در نهایت و با در نظر گرفتن همه شرایط، سیاست‌گذاران یک مسیر بهینه را برای رشد پول در دوره‌های مختلف انتخاب می‌کنند. به تدریج و با مشخص شدن آثار سیاست‌های اتخاذ شده توسط دولت و مقایسه مزایای رشد اقتصادی یا معایب رشد قیمت‌ها، سیاست‌گذاران اقدام به تعدیل و اصلاح سیاست‌های خود می‌نمایند (بکمن و زوداج[1]، ۲۰۱۷). اما به منظور اثربخشی این سیاست‌ها لازم است تا این تغییرات تا حد امکان از دید افراد جامعه مخفی باقی بمانند. از طرف دیگر، افراد با بررسی روند رشد پول در گذشته، اقدام به پیش‌بینی رشد پول در آینده می‌کنند، چرا که بر این باورند که اهداف و ترجیحات سیاست‌گذاران تقریباً ثابت است و بدین ترتیب آن‌ها قادر به پیش‌بینی تغییرات احتمالی در اهداف و ترجیحات سیاست‌گذاران نیستند. در این شرایط آن‌ها اگرچه دارای انتظارات عقلایی هستند، اما وجود اطلاعات ناقص باعث می‌شود تا در تصمیم‌گیری‌های خود دچار اشتباه شوند.

از طرف دیگر، در دنیای امروز گفتگو در مورد نااطمینانی و نوسانات نرخ ارز و تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر آن از مهمترین موضوعات مطرح شده در اقتصاد است. نرخ ارز یکی از مهمترین عوامل مؤثر بر بخش خارجی اقتصاد از طریق صادرات و واردات است و نوسانات زیاد آن تأثیرگذار بر روی سرمایه‌گذاری خارجی نیز هست. به دلیل اینکه نوسانات نرخ ارز هم بخش تقاضای کل اقتصاد را از مجرای خالص صادرات و تأثیرگذاری ذخایر ارزی بانک مرکزی و نیز بخش عرضه اقتصاد را از مجرای کالاهای واسطه‌ای وارداتی، تحت تأثیر قرار می‌دهد، بررسی میزان نوسانات آن مهم است (عمارتی بخشایش و همکاران، ۱۴۰۱).

مطالعات تجربی انجام یافته حاکی از آن است که نوسانات نرخ ارز، با توجه به ابعاد و گستردگی در تغییرات نرخ ارز اثرات متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارد (زبیری، ۱۳۹۵). علاوه بر این، در اقتصاد ایران به دلیل مسائلی نظیر ساختار دولت، عدم استقلال بانک مرکزی،

[1]. Beckman and Zoodaj

وابستگی به درآمدهای نفتی و شوک‌هایی که عموماً منشا خارجی دارند، امکان تخلف از وعده و تغییر قوانین زیاد است. در چنین شرایطی که سیاست‌های پولی، مالی و ارزی منظمی بکار گرفته نمی‌شوند و سیاست‌های اعلام شده از سوی مقامات اقتصادی دارای اعتبار نیستند، بازار ارز پر نوسان و متلاطم گردیده که منجر به بروز مسأله ناسازگاری زمانی در سیاست‌های اقتصادی می‌شود. این در حالی است که وجود بازار رقابتی عمیق در بازار ارز موجب می‌گردد تا عوامل متعددی در تعیین نرخ ارز نقش داشته و این مسئله از یک طرف زمینه ایجاد ثبات در بازار ارز و هدایت صحیح انتظارات عاملین اقتصادی را فراهم نموده و از طرف دیگر می‌تواند به عنوان گام مهمی در جهت حل مسئله نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در بازار ارز ایران تلقی گردد.

علاوه بر این، نوسانات سیاست پولی منجر به نااطمینانی در سودآوری پروژه‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد. این موضوع منجر به استراتژی‌های سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه‌تری خواهد شد و نهایتاً سطوح پایین‌تر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را به دنبال خواهد داشت. از سوی دیگر نرخ ارز توان رقابت کشور در سطح بین‌الملل را به واسطه گران‌تر شدن نسبی صادرات آن کاهش داده و در نتیجه آن، تراز پرداخت‌ها را متأثر می‌سازد. همچنین، تغییرات نرخ ارز می‌تواند تصمیمات استقراض و دریافت وام را دچار مشکل نماید و این امکان نیز وجود دارد که بنگاه‌ها مجبور به تخصیص بیشتر منابع برای کنار آمدن با اثرات تورم گردند. محققان آثار نامتقارن شوک‌های پولی و مالی را از دو جهت (مثبت یا منفی بودن شوک و بزرگ یا کوچک بودن شوک) مورد بررسی قرار داده‌اند. عدم تقارن کینزی دلالت بر آن دارد که شوک‌های مثبت عرضه پول خنثی بوده در حالی که شوک‌های منفی اثرات حقیقی بجای می‌گذارد. نتیجه مذکور را می‌توان بر اساس چسبنده بودن دستمزدها به طرف پایین و انعطاف‌پذیر بودن آن به طرف بالا و همچنین جیره‌بندی تقاضا توضیح داد. هرچند این الگو از مبانی نظری قدرت‌مندی بر اساس اصول اقتصاد خرد برخوردار نیست، اما می‌توان آن را بر اساس چسبندگی‌های اسمی به طرف پایین توجیه کرد (گودرزی فراهانی و همکاران، ۱۳۹۹).

۲-۲- اثر نوسانات نرخ ارز و سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی

نوسان نرخ ارز و سیاست‌های پولی اتخاذ شده جهت کاهش آثار منفی آن، بر بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی، فعالیت‌های مختلف اقتصادی (کشاورزی، صنعت، خدمات و ...) و رفاه اقتصادی اثرگذار است. دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، افزایش اشتغال، کاهش نرخ تورم بهبود

تراز تجاری به ویژه افزایش رفاه اقتصادی جامعه همواره از اهداف سیاست‌مداران بوده است. شواهد بسیاری بر این نکته تأکید دارند که نرخ ارز علاوه بر تأثیر مستقیم، اثر غیر مستقیمی نیز بر فعالیت‌های اقتصادی دارد. نوسان نرخ ارز به طور مستقیم بر قیمت‌های داخلی، تصمیمات سرمایه‌گذاری، تراز تجاری و پرداخت‌ها اثر می‌گذارد و به سبب ایجاد نااطمینانی، متغیرهای کلان رفاه اقتصادی جامعه را متأثر کرده و به عنوان عاملی کلیدی بر رفتارهای مطرح اقتصادی است. در ادبیات نظری و تجربی اقتصادی نشان داده شده که توجه به نرخ ارز در تصمیم‌گیری‌های خرد و کلان اقتصادی و به ویژه سیاست‌های اقتصاد کلان بسیار مهم و لازم است؛ اما کافی نیست. بنابراین باید به نوسان نرخ ارز نیز توجه کافی داشت؛ زیرا هر نرخ ارزی صرف نظر از بالا و پایین شدن، چنان‌چه دچار نوسان‌های شدیدی شود، نااطمینانی گسترده‌ای در کارگزاران اقتصادی به وجود آورده و آنان را از فعالیت‌های بلندمدت و رفاه‌زا از جمله سرمایه‌گذاری و در نتیجه تولید و ایجاد اشتغال، دور می‌کند و به سمت اقدامات کوتاه‌مدت و گاه نامساعد و رفاه‌زدا در سطح کلان همچون سفته‌بازی با هدفِ حمایت از داشته‌های خود و خرید دارایی‌های مالی زودبازده و البته پرریسک و پرهیز از خرید کالاهای بادوام می‌کشاند (عمارتیان و همکاران، ۱۴۰۱).

در ادبیات نظری دو کانال برای تأثیر نرخ ارز بر اقتصاد یک کشور مطرح شده است؛ یکی از منظر خرد (تأثیر بر کارگزاران اقتصادی یعنی مصرف‌کنندگان، بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران و دولت) و دیگری در سطح کلان. بسیاری استدلال کرده‌اند که خانوارها و بنگاه‌ها از طریق کانال‌های مستقیم و غیر مستقیم به طور منفی از نوسان نرخ ارز متأثر می‌شوند. تأثیرگذاری مستقیم نوسان نرخ ارز از طریق تغییر قیمت کالاهای مصرفی وارداتی و در نتیجه تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده است و تأثیر غیر مستقیم آن، از طریق ارزش پولی ملی و در نتیجه تغییر قیمت کالاهای واسطه‌ای و نهاده‌های وارداتی است که به افزایش هزینه تولید منجر می‌شود. آشکار است که نااطمینانی ناشی از نوسان نرخ ارز بر تصمیمات سرمایه‌گذاری نیز اثر منفی می‌گذارد و غیر قابل اطمینان بودن شرایط اقتصادی، بر شدت این تأثیر می‌افزاید. کانال مستقیم اثرگذاری بر این فرض استوار است که افراد از نوسان نرخ ارز خوشحال نمی‌شوند، زیرا در میزان مصرف، اشتغال و رفاه آن‌ها نوسان ایجاد می‌کند. تأثیر غیر مستقیم آن نیز بدین شکل است که بنگاه‌ها با تعیین قیمت‌های بالاتر به عنوان پاداش ریسک، سعی می‌کنند خطرات آتی ناشی از نوسان نرخ ارز را پوشش دهند. بنابراین قیمت کالاها و خدمات افزایش می‌یابد. به احتمال زیاد تقاضا کمتر و تولیدکنندگان نیز کارگران کمتری استخدام می‌کنند

و در نتیجه از رفاه اقتصادی کاسته می‌شود. چنین باوری در ادبیات بسیار متداول است و بیشتر اقتصاددانان هم این نتیجه را غیر منطقی نمی‌دانند که نوسان نرخ ارز برای رفاه اقتصادی هزینه‌ساز است (اودیلی[1]، ۲۰۱۵).

به علاوه، نرخ ارز یکی از کانال‌های انتقال سیاست پولی است که از طریق عرضه کل و تقاضای کل عمل می‌کند. در سمت تقاضا، سیاست پولی انبساطی منجر به کاهش نرخ بهره می‌شود که به دلیل شرط برابری بهره خارجی کاهش ارزش پول ملی را به دنبال دارد و در نهایت به خالص صادرات بیشتر و افزایش تقاضای کل منتهی می‌گردد. در سمت عرضه به دنبال اعمال سیاست پولی انبساطی، کاهش ارزش پول و افزایش نرخ ارز، قیمت‌های داخلی کالاهای وارداتی را افزایش و به طور مستقیم تورم را افزایش می‌دهد. علاوه بر آن قیمت بالاتر نهاده‌های وارداتی به انقباض سمت عرضه اقتصاد، کاهش تورم و افزایش تولید منجر می‌شود که در نهایت بر رفاه اقتصادی تأثیر می‌گذارد. از طرف دیگر، سیاست‌های پولی از طریق ایجاد نوسان در متغیرهای اقتصادی، رفتار عاملین اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. گاهی این نوسانات می‌تواند مشکلات زیادی ایجاد کرده به طوری که بازگشت به نقطه اول آثار مخربی بر جای گذاشته و یا حداقل مستلزم گذشت زمان طولانی‌تری باشد. بنابراین انتخاب سیاستی که نوسانات کمتری ایجاد کرده و پایداری نسبی متغیرها را حفظ نماید، از دیدگاه سیاست‌گذاران مناسب‌تر است. در اقتصاد ایران سیاست‌های پولی حداقل به دو دلیل ناکارآمدی سیاست‌های مالی و کنترل نظام بانکی و پولی توسط دولت اهمیت ویژه دارد (حیدرپور، ۱۴۰۰).

۲-۳- پیشینه تحقیق

در جدول زیر برخی از مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با موضوع تحقیق جمع‌بندی شده است:

جدول ۱: جمع‌بندی مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با موضوع تحقیق

سال	محقق/ محققان	موضوع/ زمینه تحقیق	اهم نتایج
۲۰۱۵	سرلیتز و رحمان[2]	تأثیر نااطمینانی رشد پول بر تولید صنعتی امریکا	افزایش نااطمینانی در مورد رشد پول با میانگین نرخ رشد پایین فعالیت اقتصادی در آمریکا همراه بوده است.

[1]. Odili
[2]. Serletis & Rahman

سال	محقق/ محققان	موضوع/ زمینه تحقیق	اهم نتایج
۲۰۱۸	کاوالو و ریبا[1]	اثرات شوک‌های اقتصاد کلان بر سیاست پولی و مالی منطقه اروپا	نوسانات ادوار تجاری به وسیله شوک‌های داخلی ایجاد شده است. سیاست پولی و شوک‌های قیمت جهانی نفت باعث رشد نوسانات ادوار تجاری شده و سیاست مالی تأثیر مهمی بر نوسانات ادوار تجاری نداشته است.
۲۰۱۹	بنچیمول	اثر شوک سیاست پولی بر اقتصاد آمریکا	یک شوک ترجیحی، نرخ تورم، رشد اقتصادی، شکاف تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره اسمی و حقیقی و توازن حقیقی پول را افزایش می‌دهد.
۲۰۲۰	چن و همکاران	تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز در چین	تأثیر نااطمینانی سیاست پولی بر نوسانات نرخ ارز در بازارهای مالی در کشور چین نامتقارن بوده است.
۲۰۲۲	یانگ و همکاران[2]	بررسی تأثیر نوسانات آتی ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی	نوسانات معاملات آتی ارز به طور قابل توجهی بر شاخص‌های مختلف اقتصاد کلان تأثیر می‌گذارد. به ویژه، با افزایش نوسانات معاملات آتی ارز، درآمدهای بودجه دولت کاهش می‌یابد، نرخ تورم افزایش می‌یابد و تأثیر مثبتی بر خالص صادرات و کل ذخایر دارد.
۱۳۹۵	یاوری و همکاران	آثار اقتصادی نااطمینانی سیاست‌های پولی	افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی، افزایش نوسانات در متغیرهای اقتصادی یاد شده را به دنبال خواهد داشت.
۱۴۰۰	حاجی ملامیرزایی و شکوه	تأثیر نااطمینانی قیمت نفت و نرخ ارز بر سیاست پولی بهینه	ضریب متغیر نااطمینانی قیمت نفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار است. همچنین تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر سیاست پولی بهینه در اقتصاد منفی و معنی‌دار است.
۱۴۰۰	شمس‌الدینی و همکاران	اثر تکانه‌های سیاست پولی و نرخ ارز بر بخش کشاورزی ایران	درکوتاه‌مدت، اثر شوک‌های نرخ ارز و حجم پول بر شاخص قیمت تولیدکننده محصولات کشاورزی متقارن و در بلندمدت نامتقارن است.
۱۴۰۱	گودرزی فراهانی و عادلی	رابطه سیاست پولی و جهش نرخ ارز در ایران	سیاست پولی منجر به افزایش در جهش نرخ ارز و ایجاد انحراف در نرخ ارز می‌شود و این موضوع در نظام ارزی شناور بازه‌ای نسبت به نظام نرخ ارز ثابت شدیدتر بوده است.
۱۴۰۱	تقوی و همکاران	اثرات نامتقارن سیاست پولی و نوسانات ارز بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران	اثر شوک‌های نرخ ارز، حجم نقدینگی و ارزش‌افزوده بر بازده سهام در کوتاه‌مدت و بلندمدت نامتقارن است. افزایش یک درصدی شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز به ترتیب ۲،۸۷ و ۱۹،۶۹ به صورت مستقیم و معنادار بر بازده سهام مؤثرند.

منبع: طبقه‌بندی پژوهش

مرور تحقیقات پیشین نشان می‌دهد که مطالعه‌ای در داخل کشور به آزمون چگونگی تأثیر سیاست‌های پولی برسیاست‌های ارزی در شرایط نااطمینانی و تأثیر دو سیاست یاد شده بر ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی در ایران نپرداخته است. از طرف دیگر، مدل‌های تعادل عمومی پویا به دو دسته مدل‌های بین زمانی و بازگشتی تقسیم می‌شوند. مدل‌های بین زمانی مبتنی بر فرض

[1]. Cavallo & Ribba
[2]. Yang et al.

نظریه رشد بهینه هستند که در آن فرض می‌شود عاملین اقتصادی قابلیت پیش‌بینی کامل را دارند که در کشورهای در حال توسعه، صادق نیست. بنابراین کارشناسان معتقدند که مدل‌های بازگشتی از قابلیت اعتماد بیشتری برخوردار هستند (دکالو و همکاران، ۲۰۱۳)[1]. بنابراین در این تحقیق تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر نرخ ارز و ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات) در ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)[2] بررسی می‌شود.

۳- روش تحقیق

در این مطالعه به منظور برآورد مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر از مدل هوزو و همکاران[3] (۲۰۱۰) که شامل معادلات مربوط به خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و تجارت خارجی است، استفاده شد که معادلات آن در زیر ارائه شده است:

۳-۱- معادلات بنگاه‌ها (تولید)

فرض می‌شود که بخش‌های اقتصادی برای تولید از نیروی کار و سرمایه به عنوان نهاده‌های اولیه استفاده می‌کنند. برای راحتی، مراحل تولید به دو مرحله بالایی و پایینی تقسیم می‌شود. در مرحله پایین، ارزش‌افزوده (یا عامل اولیه مرکب)[4] از ترکیب نیروی کار و سرمایه با فن‌آوری تولید کاب- داگلاس[5] به دست می‌آید (معادله ۱). در مرحله بالا، ستاده ناخالص از ترکیب ارزش‌افزوده و نهاده‌های واسطه‌ای با فن‌آوری تولید لئونتیف[6]، تولید شده و با توجه به این دو مرحله، هر بخش تابع سود خود را نسبت به تولید بیشینه می‌کند (معادلات ۲، ۳، ۴ و ۵).

$$VA_j = b_j \prod_h FD_{hj}^{\beta_{hj}} \qquad (۱)$$

$$X_{ij} = ax_{ij} Y_j \qquad (۲)$$

$$VA_j = ay_j Y_j \qquad (۳)$$

---

1. Decaluwé et al.
2. Recursive Dynamic Computable General Equilibrium
3. Hosoe et al.
4. Composite Primary Factor
5. Cobb-Douglas
6. Leontief

$$FD_{hj} = \frac{\beta_{hj}.PN_j}{W_h}.VA_j \qquad (۴)$$

$$PS_j = ay_j.PN_j + \sum_i ax_{ij}.PQ_1 \qquad (۵)$$

به طوری که: VA_j ارزش‌افزوده بخش jام؛ FD_{hj} تقاضا برای عامل تولید h ام توسط بخش jام؛ Y_j ستاده ناخالص بخش j؛ X_{ij} تولید بخش i که به عنوان نهاده واسطه بخش j مصرف می‌شود؛ PN_j قیمت ارزش‌افزوده بخش jام؛ W_h دستمزد عوامل تولید؛ PS_j قیمت عرضه و PQ_i قیمت کالای مرکب هستند. همچنین، i و j اندیس بخش‌ها؛ h اندیس عوامل اولیه تولید (نیروی کار و سرمایه)؛ b_j پارامتر کارایی در تابع تولید، β_{hj} کشش تولید بخش j نسبت به نهاده h؛ ax_{ij} ضریب کمینه نیاز به نهاده واسطه بخش i برای تولید یک واحد ستاده ناخالص بخش j (ضرایب فنی داده– ستاده) و ay_j ضریب کمینه نیاز به ارزش‌افزوده برای تولید یک واحد ستاده ناخالص هستند.

۳-۲- معادلات خانوارها (مصرف)

فرض می‌شود که مصرف‌کنندگان سبد مصرفی خود را طوری انتخاب می‌کنند که مطلوبیت آن‌ها بیشینه شود. درآمد آن‌ها از محل عرضه عوامل تولید به اضافه پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوارها و خالص وجوه دریافتی از خارج به دست می‌آید (معادله ۶). تابع مطلوبیت، یک تابع کاب– داگلاس است که با توجه به قید بودجه که برابر با درآمد خالص خانوار است، بیشینه خواهد شد. با توجه به این، معادله مصرف خانوار به دست می‌آید (معادله ۷).

$$Y_{hoh} = \sum_h W_h.FS_h + GOVTH + REMIT.EXR \qquad (۶)$$

$$C_i.PQ_1 = \lambda_{ci}(Y_{hoh} - TAX_{dir} - SAV_{hoh}) \qquad (۷)$$

به طوری که: Y_{hoh} درآمد خانوار؛ FS_h مقدار عرضه عامل اولیه hام؛ GOVTH پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوارها؛ REMIT خالص وجوه دریافتی از خارج؛ EXR نرخ ارز؛ C_i مقدار مصرف خانوارها از کالای بخش iام؛ λ_{ci} پارامتر سهم در تابع مطلوبیت یا سهم هر کالا در سبد مصرفی خانوار، TAX_{dir} مالیات مستقیم بر درآمد خانوارها و SAV_{hoh} پس‌انداز خانوارها هستند.

۳-۳- معادلات مربوط به دولت

دولت با اعمال مالیات بر فروش (معادله ۸)، مالیات مستقیم بر درآمد خانوار (معادله ۹) و تعرفه بر واردات (معادله ۱۰) به اضافه درآمد حاصل از صادرات نفت کسب درآمد می‌کند (معادله

۱۱). مخارج دولت تابعی از کل مخارج دولت در همه بخش‌ها که متغیری برون‌زا است، در نظر گرفته شده است (معادله ۱۲).

$$TAX_{ind.j} = tx_j .PS_j .Y_j \quad (۸)$$

$$TAX_{dir} = td.\sum_h W_h FS_h \quad (۹)$$

$$TARIFF_j = tm_j .PM_j .M_j \quad (۱۰)$$

$$Y_g = TAX_{dir} + \sum_j TAX_{ind.j} + \sum_j TARIFF_j + E_{oil} \quad (۱۱)$$

$$G_i .PQ_i = \lambda_{gi} GDTOT \quad (۱۲)$$

به طوری که $TAX_{ind.j}$ مالیات غیر مستقیم در هر بخش؛ $TARIFF_j$ تعرفه واردات؛ E_{oil} درآمد دولت از صادرات نفت؛ Y_g کل درآمد دولت؛ PM_j قیمت داخلی واردات؛ M_j مقدار واردات و GDTOT کل مخارج دولت هستند. همچنین tx_j نرخ مالیات بر فروش؛ td نرخ مالیات مستقیم؛ λ_{gi} سهم مخارج دولت در هر بخش و tm_j نرخ تعرفه واردات است.

۳-٤- معادلات سرمایه‌گذاری و پس‌انداز

سرمایه‌گذاری در هر بخش (معادله ۱۳) تابعی از کل سرمایه‌گذاری است که برابر کل پس‌انداز (معادله ۱۴) خواهد بود و از مجموع پس‌اندازهای خصوصی (معادله ۱۵)، دولتی (معادله ۱۶) و پس‌انداز خارجی به دست می‌آید.

$$ID_i .PQ_i = \mu_i .INVEST \quad (۱۳)$$

$$SAVING = (SAV_{hoh} + SAV_g + EXR.SAV_f) \quad (۱۴)$$

$$SAV_{hoh} = s_{hoh} .Y_{hoh} \quad (۱۵)$$

$$SAV_g = s_g .Y_g \quad (۱۶)$$

$$SAVING = INVEST \quad (۱۷)$$

به طوری که SAV_g پس‌انداز دولت؛ G_i مخارج دولت؛ SAV_f پس‌انداز خارجی؛ ID_i سرمایه‌گذاری؛ SAVING کل پس‌انداز و INVEST کل سرمایه‌گذاری است. همچنین، S_{hoh} تمایل متوسط به پس‌انداز بخش خصوصی؛ S_g تمایل متوسط به پس‌انداز دولت و μ_i پارامتر سهم سرمایه‌گذاری بخش i است.

۳-۵- معادلات بخش خارجی

در این بخش فرض می‌شود که کشور کوچک بوده و در نتیجه تأثیری روی قیمت‌های بازارهای جهانی ندارد. همچنین، فرض می‌شود که مجموع کالاهای وارداتی و عرضه شده در داخل، کالای مرکب (کالای آرمینگتون)[1] را می‌سازد. فرض می‌شود که واردات جانشین ناقص برای تولیدات داخلی است؛ به این معنی که یک واحد کالای وارداتی می‌تواند با بیش از یک واحد کالای داخلی جانشین شود. این فرضیه به فرضیه آرمینگتون مشهور است. رابطه بین واردات و تولید داخلی به صورت یک تابع کشش ثابت جانشینی (CES)[2] نمایش داده می‌شود (معادله ۲۰). با توجه به مسأله بیشینه‌سازی، توابع تقاضا برای واردات و تولیدات داخلی به صورت معادلات (۲۱) و (۲۲) به دست خواهد آمد. همچنین فرض می‌شود که صادرات به طور ناقص قابل تبدیل به تولید داخلی است. رابطه بین صادرات و تولید داخلی نیز بر اساس یک تابع کشش ثابت انتقالی (CET)[3] بیان می‌شود (معادله ۲۳). با توجه به مسأله بیشینه‌سازی، توابع عرضه صادرات و کالای داخلی به ترتیب به صورت روابط (۲۴) و (۲۵) به دست خواهد آمد.

$$PE_i = pwe_i + EXR \qquad (۱۸)$$

$$PM_i = pwm_i + EXR \qquad (۱۹)$$

$$Q_i = \gamma_i(\alpha_{mi}.M_i^{\rho_{mi}} + \alpha_{di} + D_i^{\rho_{mi}})^{\frac{1}{\rho_{mi}}} \qquad (۲۰)$$

$$M_{iq} = (\frac{\gamma_i^{\rho_{mi}}.\alpha_{mi}.PQ_i}{(1+tm_i).PM_i})^{\frac{1}{1-\rho_{mi}}}.Q_i \qquad (۲۱)$$

$$D_i = (\frac{\gamma_i^{\rho_{mi}}.\alpha_{di}.PQ_i}{PD_i})^{\frac{1}{1-\rho_{mi}}}.Q_i \qquad (۲۲)$$

$$Y_i = \theta_i(\beta_{ei}.E_i^{\rho_{ei}} + \beta_{di}.D_i^{\rho_{ei}})^{\frac{1}{\rho_{ei}}} \qquad (۲۳)$$

$$E_i = (\frac{\theta_i^{\rho_{ei}}.\beta_{ei}(tx_i + PS_i)}{PE_i})^{\frac{1}{1-\rho_{ei}}}.Y_i \qquad (۲۴)$$

---

1. Armington Good
2. Constant Elasticity of Substitution
3. Constant Elasticity of Transformation

$$D_i = \left(\frac{\theta_i^{\rho_{ei}} . \beta_{di} (tx_i + PS_i)}{PD_i}\right)^{\frac{1}{1-\rho_{ei}}} . Y_i \qquad (۲۵)$$

به طوری‌که PE_i قیمت داخلی صادرات؛ Q_i کالای مرکب؛ D_i کالای تولید شده داخلی؛ PD_i قیمت کالای تولید داخلی و E_i مقدار صادرات است. همچنین، pwe_i قیمت جهانی صادرات؛ λ_i پارامتر کارایی در تابع تولید کالای مرکب؛ pwm_i قیمت جهانی واردات؛ αm_i پارامتر سهم در تابع آرمینگتون؛ αd_i پارامتر سهم در تابع آرمینگتون؛ ρm_i توان تابع آرمینگتون یا پارامتر مربوط به کشش جانشینی؛ ηiکشش تابع آرمینگتون؛ θ_i پارامتر کارایی تابع انتقال؛ βe_i پارامتر سهم در تابع انتقالی؛ βd_i پارامتر سهم در تابع انتقالی؛ ρ_{ei} پارامتر مربوط به کشش انتقالی و σ_iکشش انتقالی است.

برای ایجاد تعادل در چهار بازار نیروی کار، سرمایه، کالای مرکب، ارز خارجی، عامل تعدیل‌کننده برای تساوی عرضه و تقاضا در هر بازار، قیمت‌های مربوطه هستند. در بازار نیروی کار، نرخ دستمزد، در بازار سرمایه، بهره یا رانت سرمایه، در بازار کالای مرکب، قیمت کالای مرکب و در بازار ارز، نرخ ارز عوامل تعدیل‌کننده هستند (معادلات ۲۶، ۲۷ و ۲۸). چون بی‌نهایت راه حل با قیمت‌های نسبی مشابه وجود دارد، برای اطمینان از این که تنها یک راه حل وجود داشته باشد و آن هم راه حل تعادلی است، از معادله نرمال‌کننده قیمت استفاده می‌شود. در این معادله، شاخص قیمت ثابت بوده و تغییرات قیمت‌های دیگر نسبت به این قیمت سنجیده می‌شود (معادله ۲۹).

$$\sum_j FD_{hj} = FS_h \qquad (۲۶)$$

$$Q_i = C_i + G_i + ID_i + \sum_j X_{ij} \qquad (۲۷)$$

$$\sum_i pwe_i . E_i + SAV_f + REMIT = \sum_i pwm_i . M_i \qquad (۲۸)$$

$$PINDEX = \sum_i \omega_i PQ_i \qquad (۲۹)$$

به طوری که: PINDEX شاخص قیمت و ω_i وزن قیمت در هر بخش هستند.

۳-۶- درآمدهای نفتی و صندوق توسعه ملی

با توجه به وابستگی زیاد اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، وارد کردن بخش نفت به مدل ضروری است. در مطالعه حاضر، جهت تابع تولید بخش نفت از روش حداکثرکننده سود استفاده نشد. زیرا جریان تولید نفت وابسته به ذخایر نفتی بوده، ارتباط چندانی با سرمایه و نیروی کار نداشته

و شرکت ملی نفت ایران مانند سایر شرکت‌های دولتی به دنبال حداکثر کردن سود نیست. بنابراین تولید نفت و درآمدهای صادرات آن به صورت یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه یک مدل‌سازی شده است (صیادی و همکاران، ۱۳۹۵):

$$\mathrm{Ln}(Y_t^{\mathrm{oil}}) = (1-\rho_{\mathrm{yoil}})\ln(\bar{Y}^{\mathrm{oil}}) + \rho_{\mathrm{yoil}}\ln(Y_{t-1}^{oil}) + \varepsilon_t^{yoil} \quad , \quad \varepsilon_t^{yoil} \approx N(0,\sigma^{yoil}) \qquad (۳۰)$$

به طوری که $\bar{Y}^{oil}$ سطح درآمدهای نفتی در وضعیت با ثبات، ϵ_t^{yoil} شوک‌های نفتی و $\rho_{yoil} \in (0,1)$ است. همچنین، فرض بر این است که انباشت ذخایر صندوق توسعه ملی در هر دوره بر اساس رابطه زیر است (صیادی و همکاران، ۱۳۹۵):

$$\mathrm{NDF_t} = \mathrm{NDF_{t-1}} + \phi_F Y_t^{oil} - F_t + \alpha_{nd} ND_t + Z_t \qquad (۳۱)$$

به طوری که $\mathrm{NDF_{t-1}}$ مانده ذخایر صندوق توسعه ملی از دوره قبل که به دوره جاری منتقل شده است، ϕ_F سهم صندوق از درآمدهای نفتی، $\mathrm{F_t}$ تسهیلات اعطایی صندوق به بخش خصوصی، α_{nd} درصدی از خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق که در هر دوره به صندوق بازپرداخت می‌شود و $\mathrm{Z_t}$ سود حاصل از سپرده‌گذاری آن بخش از منابع صندوق که به بخش خصوصی تخصیص داده نشده است، است. چنان‌چه فرض کنیم α_F درصد از منابع صندوق در هر دوره به بخش خصوصی تسهیلات داده می‌شود، خواهیم داشت:

$$F_t = \alpha_F NDF_t \qquad (۳۲)$$

علاوه بر این، خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق به صورت زیر خواهد بود:

$$ND_t = ND_{t-1} + (1+rd)F_t - \alpha_{nd} ND_t \qquad (۳۳)$$

به طوری که خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق شامل مانده انباشت خالص بدهی دوره قبل یعنی ND_{t-1} که به دوره جاری منتقل می‌شود، به علاوه اصل و فرع تسهیلات دریافتی از صندوق یعنی $(1+rd)F_t$ منهای بازپرداخت تسهیلات به صندوق در هر دوره ($\alpha_{nd} ND_t$) است. $\mathrm{r_d}$ نیز نرخ سود تسهیلات اعطایی صندوق به بخش خصوصی است. علاوه براین، فرض می‌شود که به مانده ذخایر صندوق در هر دوره، سود r* تعلق می‌گیرد (صیادی و همکاران، ۱۳۹۵):

$$\mathrm{Z_t} = \mathrm{r^*NDF_t} \qquad (۳۴)$$

به طوری که $\mathrm{NDF_{t-1}}$ مانده انتقالی ذخایر صندوق توسعه ملی از دوره قبل به دوره جاری،

ϕ_F سهم صندوق از درآمدهای نفتی، F_t تسهیلات اعطایی صندوق به بخش خصوصی، α_{nd} درصدی از خالص بازپرداخت بدهی بخش خصوصی به صندوق در هر دوره و Z_t سود سپرده‌گذاری بخشی از منابع صندوق که به بخش خصوصی تخصیص داده نشده، ND خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق ND_{t-1} مانده انتقالی انباشت خالص بدهی دوره قبل به دوره جاری، $(1+rd)F_t$ اصل و فرع تسهیلات دریافتی از صندوق، $\alpha_{nd}ND_t$ بازپرداخت تسهیلات به صندوق در هر دوره و rd نرخ سود تسهیلات اعطایی صندوق به بخش خصوصی است (فهیمی و همکاران، ۱۴۰۰).

۳-۷- بانک مرکزی (سیاست پولی)

در این مطالعه برای مدل‌سازی رفتار بانک مرکزی از مدل ارائه شده توسط توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱) استفاده شد. همچنین فرض بر آن است که تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به نحوی است که بر اساس آن، سیاست‌گذار نرخ رشد حجم پول (ρ_μ) را به نحوی تعیین می‌کند که دو هدف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه (λ^y) و انحراف تورم از تورم هدف (λ^π) را به حداقل برساند. همچنین، فرض می‌شود تورم هدف ضمنی (π_t^*) از یک فرآیند خود رگرسیون مرتبه اول به صورت معادله (۳۵) تبعیت می‌کند که در آن ضریب مدل ρ_{π^*} نزدیک به یک است. با توجه به این توضیحات تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی یا حجم پول دوره جاری $(\hat{\mu}_t)$ به صورت لگاریتم خطی زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\mu}_t = \rho_\mu \hat{\mu}_{t-1} + \lambda^\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \lambda^y + \varsigma_t \qquad (۳۵)$$

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*}\pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi*} \qquad (۳۶)$$

که در این معادله $\varepsilon_t^{\pi*} \approx N(0, \sigma_{\pi*}^2)$ نشان دهنده شوکی است که به تورم هدف سیاست‌گذار پولی وارد می‌شود. علاوه بر این ς_t شوک پولی است که فرض می‌شود از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\varsigma_t = \rho_\varsigma \varsigma_{t-1} + \varepsilon_t^{mb} \qquad (۳۷)$$

در این معادله نیز $\varepsilon_t^{mb} \approx N(0, \sigma_{mb}^2)$ خواهد بود. با این حال، باید توجه نمود که همچنان این تابع

عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی نوعی قاعده سیاست‌گذاری خواهد بود (فهیمی‌فرد، ۱۴۰۰).

۳-۸- مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)

الگوهای تعادل عمومی، بخش‌های مختلف اقتصادی را به صورت مجموعه‌ای یکپارچه در نظر گرفته و غالباً از روش‌های کلان مانند جدول داده- ستانده، ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM)[1] و تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) استفاده می‌کنند. در مدل RDCGE، پویایی، بر مبنای فرض انتظارات تطبیقی است. بدین مفهوم که عاملان اقتصادی فرض می‌کنند شرایط کنونی اقتصاد برای دوره‌های آتی نیز برقرار است. به عبارت دیگر، مدل یاد شده نوعی مدل CGE ایستا در دوره‌های زمانی متفاوت بوده که رابطه میان دوره‌ای از طریق معادلات رفتاری برای متغیرهای درون‌زایی مانند انباشت سرمایه و روزآمدسازی متغیرهای برون‌زایی مانند عرضه نیروی کار برقرار می‌شود. همچنین، با توجه به این‌که مدل RDCGE در هر زمان به صورت یک دوره‌ای حل می‌شود، می‌توان اجزاء ایستا و پویای آن را تفکیک کرد (دکالو و همکاران، ۲۰۱۳).

۳-۹- بخش ایستای مدل

مدل‌های CGE بر مبنای رفتار بهینه‌سازی مصرف‌کننده و تولیدکننده شکل می‌گیرد. مصرف‌کننده به دنبال حداکثرسازی مطلوبیت و تولیدکننده به دنبال حداکثرسازی سود یا حداقل‌سازی هزینه است. جزئیات مدل در ارتباط با فعالیت‌ها، عوامل تولید و نهادها، منطبق بر داده‌های قابل دسترس جدول SAM است. فعالیت‌ها شامل کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات بوده و از عوامل نیروی کار و سرمایه برای تولید استفاده می‌کنند. نهادها نیز شامل خانوارها، دولت و دنیای خارج است.

۳-۱۰- بخش پویا و کالیبراسیون مدل

کالیبراسیون CGE بر دو مسأله متمرکز است: الف) کالیبراسیون مدل‌های CGE ایستا؛ ب) کالیبراسیون مدل‌های پویا در شرایط تعادل بلندمدت پایدار (دکالو و همکاران، ۲۰۱۳). معادلات بخش پویای مدل عبارتنداز:

$$KD_{i,t+1} = (1-\delta)KD_{i,t} + QINV_{i,t} \qquad \text{انباشت سرمایه} \qquad (۳۸)$$

[1]. Social Accounting Matrix (SAM)

$$\frac{QINV_{i,t}}{KD_{i,t}} = \phi_i.(\frac{R_{i,t}}{U_t})^{\sigma_K^{INV}}$$ تقاضای سرمایه‌گذاری (۳۹)

$$U_t = PINV_t.(ir+\delta)$$ هزینه استفاده از سرمایه (۴۰)

$$QFS_{1,t+1} = QFS_{1,t}.(1+n_t)$$ رشد عرضه نیروی کار (۴۱)

$$INV_t = PINV_t.\sum_i INV_{i,t}$$ سرمایه‌گذاری کل (۴۲)

به طوری که؛ KD انباشت سرمایه، δ نرخ استهلاک، QINV تقاضای سرمایه‌گذاری در هر فعالیت، R نرخ بازگشت سرمایه، U هزینه استفاده از سرمایه، σ_K^{INV} کشش نرخ سرمایه‌گذاری به نسبت نرخ بازگشت سرمایه به هزینه استفاده از آن، PINV قیمت سرمایه، ir نرخ بهره واقعی، QFS عرضه کل نیروی کار و n_t نرخ رشد جمعیت است.

همچنین، در این تحقیق جهت گردآوری داده‌ها از ماتریس کلان حسابداری اجتماعی (SAM) سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، جدول تفصیلی داده- ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی استفاده شد. در نهایت، جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار متلب استفاده شد.

جدول ۲: ماتریس حسابداری اجتماعی کلان ایران در سال ۱۳۹۰

حساب‌ها	تولید	عوامل تولید	نهادها	انباشت سرمایه	دنیای خارج	جمع ورودی
تولید	۳،۷۴۴،۷۲۲،۶۲۷	۰	۳،۶۴۱،۱۱۷،۰۷۴	۲،۲۰۲،۹۴۲،۲۹۵	۱،۹۰۶،۸۲۳،۲۴۷	۱۱،۴۹۵،۶۰۵،۲۴۳
عوامل تولید	۶،۲۰۹،۲۷۱،۳۷۷	۰	۰	۰	۲۳،۸۰۲،۸۸۷	۶،۲۳۳،۰۷۴،۲۶۴
نهادها	۱۲۹،۲۲۳،۵۶۴	۶،۲۱۲،۸۰۶،۶۲۲	۱،۰۸۵،۲۳۷،۷۴۶	۰	۴،۴۶۷،۲۶۶	۷،۴۳۱،۷۳۵،۱۹۹
پس انداز	۰	۰	۲،۶۹۹،۷۳۴،۸۶۰	۰	۰	۲،۶۹۹،۷۳۴،۸۶۰
دنیای خارج	۱،۴۱۲،۳۸۷،۶۷۴	۲۰،۲۶۷،۶۴۲	۵،۶۴۵،۵۲۰	۴۹۶،۷۹۲،۵۶۴	۰	۱،۹۳۵،۰۹۳،۴۰۰
جمع ورودی	۱۱،۴۹۵،۶۰۵،۲۴۳	۶،۲۳۳،۰۷۴،۲۶۴	۷،۴۳۱،۷۳۵،۱۹۹	۲،۶۹۹،۷۳۴،۸۶۰	۱،۹۳۵،۰۹۳،۴۰۰	۲۹،۷۹۵،۲۴۲،۹۶۶

مأخذ: مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۰)

جدول زیر نیز سناریوهای مورد بررسی در مطالعه حاضر را در قالب ترکیب‌های مختلف اعمال سیاست‌های پولی انبساطی (رشد حجم نقدینگی) نشان می‌دهد:

جدول ۳: سناریوهای مطالعه

سیاست پولی انبساطی	سناریو			
	پایه	۱	۲	۳
درصد افزایش حجم نقدینگی (MVG)	۰	۵	۱۰	۲۰

منبع: یافته‌های تحقیق

٤- نتایج و بحث

در این بخش نتایج حاصل از اثرات شوک ناشی از رشد شاخص سیاست پولی انبساطی مورد بررسی (رشد حجم نقدینگی) در قالب ۳ سناریو بر نرخ ارز (ریال/ دلار آمریکا) و ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) و توابع عکس‌العمل آنی (IRF) ارائه می‌شود.

٤-١- نتایج کالیبراسیون مدل

یکی از مسایل بسیار مهم در حل مدل‌های CGE، روش برآورد پارامترهای موجود است. مقادیر کالیبره شده و پارامترهای مدل بر اساس ماتریس SAM سال ۱۳۹۰ و سناریوی پایه در جدول زیر ارائه شده است:

جدول ۴: مقادیر کالیبره شده و پارامترهای مدل

تابع	پارامتر/ کشش		بخش صنعت	بخش کشاورزی	بخش خدمات
مصرف	سهم کالا		۰/۱۸۴	۰/۲۳۱	۰/۵۸۵
	میل نهایی به مصرف خانوارها		۰/۶۳۳	۰/۶۳۳	۰/۶۳۳
تولید کاب- داگلاس	انتقال یا کارایی		۱/۴۲۳	۱/۸۲۶	۱/۹۰۳
	سهم عوامل تولید	نیروی کار	۰/۱۱۳	۰/۲۹۰	۰/۳۴۳
		سرمایه	۰/۸۸۷	۰/۷۱۰	۰/۶۵۷
تولید نهایی لئونتیف	سهم واسطه‌های نهایی	صنعت	۰/۲۸۸	۰/۰۶۷	۰/۱۱۹
		کشاورزی	۰/۰۱۱	۰/۳۶۹	۰/۰۰۹
		خدمات	۰/۱۶۹	۰/۱۰۶	۰/۱۴۷
	سهم ارزش افزده		۰/۵۳۱	۰/۴۵۸	۰/۷۲۵
کالای مرکب آرمینگتون	کشش جانشینی		۱/۴	۱/۴	۱/۴
	سهم واردات		۰/۴۶۱	۰/۲۷۶	۰/۰۷۸
	انتقال		۲/۲۰۱	۱/۸۳۳	۱/۲۳۱
تابع تبدیل	کشش تبدیل		۱/۲	۱/۲	۱/۲
	سهم صادرات		۰/۵۲۴	۰/۸۸۲	۰/۹۳۴
	انتقال		۲/۰۰۳	۳/۳۴۲	۴/۴۷۶

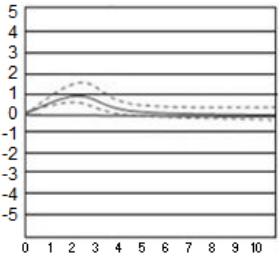
سهم صندوق توسعه ملی از درآمدهای نفتی	۰/۱۰۲
نسبت با ثبات مصرف دولتی از کل هزینه دولت	۰/۲۹۲
نسبت با ثبات سرمایه‌گذاری دولتی از کل هزینه دولت	۰/۰۰۸
نسبت با ثبات صادرات به تولید ناخالص داخلی	۰/۹۵
نسبت با ثبات واردات به تولید ناخالص داخلی	۰/۹۹۸
نسبت با ثبات مصرف به تولید ناخالص داخلی	۰/۲۳۴
نسبت با ثبات سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی	۰/۰۴۲
نسبت با ثبات نیروی کار به کل نیروی کار	۰/۹۲۶
عکس کشش مانده حقیقی پول	۱/۲۸۴
ضریب اتورگرسیو تکانه پایه پولی	۱/۵۸۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق و مطالعات پیشین

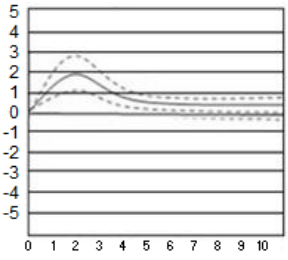
٤-۲- تأثیر سناریوهای سیاست پولی انبساطی بر نرخ ارز و ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی

در این بخش به بررسی توابع واکنش آنی یعنی چگونگی اثرپذیری نرخ ارز (ریال/ دلار امریکا) و ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات از سیاست پولی انبساطی (رشد حجم نقدینگی) در قالب سناریوهای مورد بررسی پرداخته شده است. مهمترین نتایج حاصل از واکنش نرخ ارز و ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی نسبت به شوک سیاست‌های پولی انبساطی مورد بررسی در نمودارهای زیر جمع‌بندی شده است.

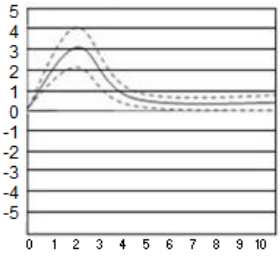
نمودار ۱: واکنش EXR به شوک MVG در سناریو ۱



نمودار ۲: واکنش EXR به شوک MVG در سناریو ۲



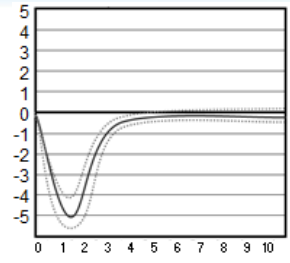
نمودار ۳: واکنش EXR شوک MVG در سناریو ۳



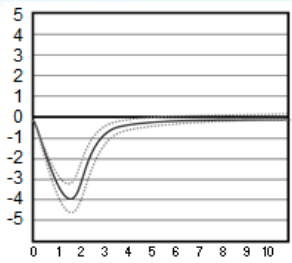
نمودار ۴: واکنش VIN به شوک MVG در سناریو ۱

نمودار ۵: واکنش VIN به شوک MVG در سناریو ۲

نمودار ۶: واکنش VIN به شوک MVG در سناریو ۳

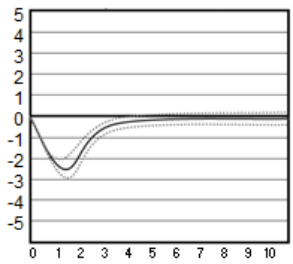


نمودار ۷: واکنش VSE به شوک MVG در سناریو ۱

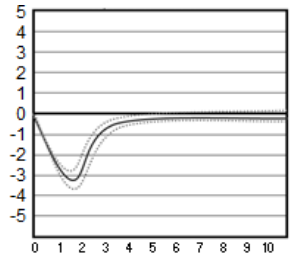


نمودار ۸: واکنش VSE به شوک MVG در سناریو ۲

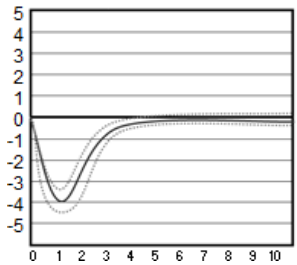
نمودار ۹: واکنش VSE به شوک MVG در سناریو ۳



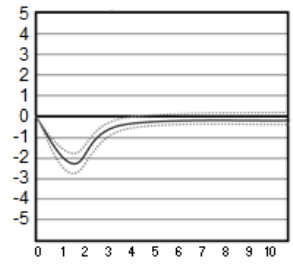
نمودار ۱۰: واکنش VAR به شوک MVG در سناریو ۱

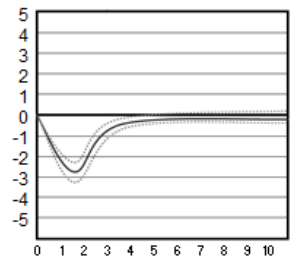


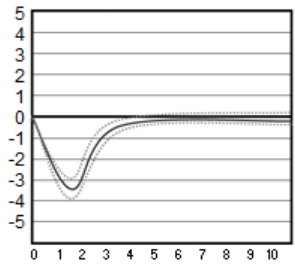
نمودار ۱۱: واکنش VAR به شوک MVG در سناریو ۲



نمودار ۱۲: واکنش VAR به شوک MVG در سناریو ۳







نمودار ۱: واکنش VAR به شوک‌ها

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱ واکنش آنی (IRF) نرخ ارز (EXR) را در سناریوی اول یعنی ۵ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۱ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۵ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معنی‌داری بر نرخ ارز برخوردار است. به طوری که شوک ناشی از ۵ درصد رشد حجم نقدینگی، نرخ ارز را در دوره اول، ۰/۲۹، در دوره دوم، ۰/۶۶ و در دوره سوم ۰/۹۷ درصد افزایش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۲ واکنش آنی (IRF) نرخ ارز (EXR) را در سناریوی دوم یعنی ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی

(MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۲ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معنی‌داری بر نرخ ارز برخوردار است؛ به طوری که شوک ناشی از ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی، نرخ ارز را در دوره اول، ۱/۰۶، در دوره دوم، ۱/۴۶ و در دوره سوم ۱/۹۸ درصد افزایش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۳ واکنش آنی (IRF) نرخ ارز (EXR) را در سناریوی سوم یعنی ۲۰ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد.

نتایج نمودار ۳ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۲۰ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معنی‌داری بر نرخ ارز برخوردار است؛ به طوری که شوک ناشی از ۲۰ درصد رشد حجم نقدینگی، نرخ ارز را در دوره اول، ۱/۱۷، در دوره دوم، ۲/۲۱ و در دوره سوم ۳/۰۸ درصد افزایش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. به طور کلی این‌گونه می‌توان استنباط کرد که شوک‌های افزایش حجم نقدینگی به دلیل افزایش حجم کل پول، منجر به کاهش ارزش پول ملی در برابر ارزهای خارجی شده و در نتیجه قیمت ریالی دلار آمریکا در داخل کشور افزایش می‌یابد.

نمودار ۴ واکنش آنی (IRF) ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن (VIN) را در سناریوی اول یعنی ۵ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۴ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۵ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معنی‌داری بر ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن برخوردار است؛ به طوری که شوک ناشی از ۵ درصد رشد حجم نقدینگی، ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن را در دوره اول، ۲/۶۵ و در دوره دوم، ۳/۱۹ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۵ واکنش آنی (IRF) ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن (VIN) را در سناریوی دوم یعنی ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد.

نتایج نمودار ۵ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معنی‌داری بر ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن برخوردار است؛ به طوری که شوک ناشی از ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی، ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن را در دوره اول، ۳/۰۳ و در دوره دوم، ۴/۰۰ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود.

نمودار۶ واکنش آنی (IRF) ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن (VIN) را در سناریوی سوم یعنی ۲۰ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۶ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۲۰ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معنی‌داری بر ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن برخوردار است؛ به طوری که شوک ناشی از ۲۰ درصد رشد حجم نقدینگی، ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن را در دوره اول، ۴/۳۳ و در دوره دوم، ۵/۰۴ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. به طور کلی این‌گونه می‌توان استنباط کرد که شوک‌های افزایش حجم نقدینگی، منجر به افزایش نرخ تورم و هزینه‌های تولید شده و در نهایت، ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن را کاهش می‌دهد.

نمودار ۷ واکنش آنی (IRF) ارزش‌افزوده بخش خدمات (VSE) را در سناریوی اول یعنی ۵ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۷ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۵ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معنی‌داری بر ارزش‌افزوده بخش خدمات برخوردار است؛ به طوری که شوک ناشی از ۵ درصد رشد حجم نقدینگی، ارزش‌افزوده بخش خدمات را در دوره اول، ۱/۹۷ و در دوره دوم، ۲/۲۴ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۸ واکنش آنی (IRF) ارزش‌افزوده بخش خدمات (VSE) را در سناریوی دوم یعنی ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد.

نتایج نمودار ۸ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معنی‌داری بر ارزش‌افزوده بخش خدمات برخوردار می‌باشد؛ به طوری که شوک ناشی از ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی، ارزش‌افزوده بخش خدمات را در دوره اول، ۲/۶۳ و در دوره دوم، ۳/۰۵ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود.

نمودار ۹ واکنش آنی (IRF) ارزش‌افزوده بخش خدمات (VSE) را در سناریوی سوم یعنی ۲۰ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۹ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۲۰ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معنی‌داری بر ارزش‌افزوده بخش خدمات برخوردار است؛ به طوری که شوک ناشی از ۲۰ درصد رشد حجم نقدینگی، ارزش‌افزوده بخش خدمات را در دوره اول، ۳/۸۱ و در دوره دوم، ۴/۰۱ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. به طور کلی این‌گونه می‌توان استنباط کرد که شوک‌های افزایش حجم نقدینگی، منجر به افزایش نرخ تورم و بهای تمام شده خدمات شده و در نهایت،

ارزش‌افزوده بخش خدمات را کاهش می‌دهد.

نمودار ۱۰ واکنش آنی (IRF) ارزش‌افزوده بخش کشاورزی (VAR) را در سناریوی اول یعنی ۵ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۱۰ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۵ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معنی‌داری بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی برخوردار است؛ به طوری که شوک ناشی از ۵ درصد رشد حجم نقدینگی، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی را در دوره اول، ۱/۱۶ و در دوره دوم، ۲/۰۹ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. نمودار ۱۱ واکنش آنی (IRF) ارزش‌افزوده بخش کشاورزی (VAR) را در سناریوی دوم یعنی ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد.

نتایج نمودار ۱۱ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معنی‌داری بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی برخوردار می‌باشد؛ به طوری که شوک ناشی از ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی را در دوره اول، ۲/۰۳ و در دوره دوم، ۲/۸۹ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود.

نمودار ۱۲ واکنش آنی (IRF) ارزش‌افزوده بخش کشاورزی (VAR) را در سناریوی سوم یعنی ۲۰ درصد رشد حجم نقدینگی (MVG) نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۱۲ نشان می‌دهد که شوک ناشی از ۲۰ درصد رشد حجم نقدینگی تا دوره ششم از تأثیر معنی‌داری بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی برخوردار است؛ به طوری که شوک ناشی از ۲۰ درصد رشد حجم نقدینگی، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی را در دوره اول، ۲/۶۷ و در دوره دوم، ۳/۱۹ درصد کاهش می‌دهد. سپس اثرات این شوک خنثی شده و به صفر نزدیک می‌شود. به طور کلی این‌گونه می‌توان استنباط کرد که شوک‌های افزایش حجم نقدینگی، منجر به افزایش نرخ تورم و هزینه‌های تولید بخش کشاورزی شده و در نهایت، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی را کاهش می‌دهد.

همان‌طور که پیشتر گفته شد، مرور تحقیقات پیشین نشان می‌دهد که مطالعه‌ای در داخل کشور به آزمون چگونگی تأثیر سیاست‌های پولی برسیاست‌های ارزی در شرایط نااطمینانی و تأثیر دو سیاست یاد شده بر ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی در ایران نپرداخته است. لیکن، نتایج تحقیق حاضر به صورت غیر مستقیم با بخشی از نتایج مطالعه بنچیمول (۲۰۱۹) که دریافت شوک نرخ ارز، نرخ تورم، رشد اقتصادی، شکاف تولید ناخالص داخلی، ترخ بهره اسمی و حقیقی و توازن حقیقی

پول را افزایش می‌دهد، همخوانی دارد. همچنین، یافته‌های مطالعه حاضر به صورت غیر مستقیم بخشی از یافته‌های تحقیق یانگ و همکاران (۲۰۲۲) را که دریافتند نوسانات نرخ ارز بر شاخص‌های مختلف اقتصاد کلان از جمله بودجه دولت و نرخ تورم، تأثیر می‌گذارد، تأیید می‌کند. علاوه بر این، نتایج تحقیق حاضر به صورت غیر مستقیم با بخشی از نتایج مطالعه یاوری و همکاران (۱۳۹۵) که دریافتند افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی، افزایش نوسانات در متغیرهای اقتصادی را به دنبال خواهد داشت، همخوانی دارد. از طرف دیگر، یافته‌های مطالعه حاضر به صورت غیر مستقیم بخشی از یافته‌های تحقیق شمس‌الدینی و همکاران (۱۴۰۰) را که دریافتند درکوتاه‌مدت، اثر شوک‌های نرخ ارز و حجم پول بر شاخص قیمت تولیدکننده محصولات کشاورزی متقارن و در بلندمدت نامتقارن است تأیید می‌کند.

۵- جمع‌بندی و پیشنهادات

با توجه به آثار منفی اثر شرایط نااطمینانی بر اقتصاد کشور، ارزیابی آثار سیاست‌های پولی بر نرخ ارز در شرایط نااطمینانی و اثر آن‌ها بر روی ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی از اهمیت انکارناپذیری به منظور جلوگیری از آثار زیان‌بار (تورم، بیکاری، کاهش رفاه و ...) برخوردار می‌باشد که در این تحقیق به این مهم پرداخته شد. برای این منظور، در این مطالعه اثرات شوک‌های ناشی از سناریوهای سیاست‌های پولی انبساطی در قالب افزایش رشد حجم نقدینگی (۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪) بر نرخ ارز (ریال/ دلار آمریکا) و ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات) در ایران بررسی شد. در این راستا، داده‌های مورد نیاز از ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مجلس شورای اسلامی و جدول داده- ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی گردآوری و جهت تحلیل داده‌ها از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) و نرم افزار متلب استفاده شد. نتایج نشان داد که شوک‌های ناشی از افزایش حجم نقدینگی به میزان ۵ درصد، ۱۰ درصد و ۲۰ درصد، حداکثر به ترتیب منجر به افزایش ۰/۹۷ درصد، ۱/۹۸ درصد و ۳/۰۸ درصد در نرخ ارز می‌شوند. زیرا شوک‌های افزایش حجم نقدینگی به دلیل افزایش حجم کل پول، منجر به کاهش ارزش پول ملی در برابر ارزهای خارجی شده و در نتیجه قیمت ریالی دلار آمریکا در داخل کشور افزایش می‌یابد. همچنین، شوک‌های ناشی از افزایش حجم نقدینگی به میزان ۵ درصد، ۱۰ درصد و ۲۰ درصد، حداکثر به ترتیب منجر به کاهش ۳/۱۹ درصد، ۴/۰۰ درصد و ۵/۰۴

درصد در ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن می‌شوند. علاوه بر این، شوک‌های ناشی از افزایش حجم نقدینگی به میزان ۵ درصد، ۱۰ درصد و ۲۰ درصد، حداکثر به ترتیب منجر به کاهش ۲/۲۴ درصد، ۳/۰۵ درصد و ۴/۰۱ درصد در ارزش‌افزوده بخش خدمات می‌شوند. از طرف دیگر، شوک‌های ناشی از افزایش حجم نقدینگی به میزان ۵ درصد، ۱۰ درصد و ۲۰ درصد، حداکثر به ترتیب منجر به کاهش ۲/۰۹ درصد، ۲/۸۹ درصد و ۳/۱۹ درصد در ارزش‌افزوده بخش کشاورزی می‌شوند. شوک‌های افزایش حجم نقدینگی، منجر به افزایش نرخ تورم و هزینه‌های تولید بخش‌های اقتصادی شده و در نهایت، ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی را کاهش می‌دهد. همچنین، به طور کلی، در میان بخش‌های اقتصادی مورد بررسی، شوک ناشی از افزایش حجم نقدینگی، به ترتیب از اثرگذاری منفی بیشتری بر ارزش‌افزوده بخش‌های صنعت و معدن، خدمات و کشاورزی برخوردار است.

با توجه به تأثیر مثبت نوسانات و نااطمینانی نرخ ارز بر افزایش حجم نقدینگی و در نتیجه کاهش ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی، به سیاست‌گذاران بخش ارزی کشور پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های تثبیت نرخ ارز را دنبال کنند و از تصمیماتی که موجب اغتشاش و نوسان در بازار ارز می‌شود، جلوگیری کنند. در نهایت، بانک مرکزی به منظور تحقق اهداف کلان اقتصادی از جمله افزایش رشد اقتصادی و تثبیت قیمت‌ها و نیز ارتقای کارایی سیاست‌های مد نظر خود (بویژه سیاست‌های پولی)، می‌بایست به ضریب تأثیر هر شوک بر ارزش‌افزوده هر یک از بخش‌های اقتصادی توجه نماید و با عنایت به این تأثیرات و بخش هدف مد نظر به عنوان بخش پیشرو، تصمیمات اقتصادی را اعمال نماید.

References

Beckmann, J. and Czudaj, R. (2017). "Exchange Rate Expectations and Economic Policy Uncertainty". European Journal of Political Economy **47**(3): 148–162.

Benchimol, J. (2019). "Optimal Monetary Policy under Bounded Rationality". IMF Working Papers **2019**(166).

Cavallo, A. and Ribba, A. (2103). "Measuring the Effects of Oil Price and Euro -Area Shocks on CEECs Business Cycles". Journal of Policy Modeling **40**(1): 74 -96.

CBI (2021). Central Bank of Iran, https://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx (In Persian)

Chen, L. Du, Z. & Hu, Z. (2020). "Impact of Economic Policy Uncertainty on the Exchange Rate Volatility of China". Finance Research Letters **32**(2): 1-5.

Cukierman, A. and Meltzer, A. H. (1986). "A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information". Econometrica **54**(5): 1099-1128.

Decaluwé, B. A. Lemelin, H. Maisonnave et V. and Robichaud. (2013). Pep-1-t», Standard PEP Model: Single-Country, Recursive Dynamic Version. Politique Économique et Pauvreté/Poverty and Economic Policy Network. Université Laval, Québec.

Emamimibodi, M. Samati, M. & Sharifirenani, H. (2021). "The Effect of Fiscal Policy on Social Welfare due to Government Spending Shocks. Monetary and Productivity". Quarterly Journal of Economic Research and Policies **29**(97): 199-225. (In Persian)

Emaratian, M. H. Najafi Moghadam, A. Baghani, A. Hamidian, M. & Emamverdi, G. (2022). "Investigating the Impact of Exchange Rate Fluctuations as an Economic Stability Evaluation Index on Asset Value Stability Indicators". Financial Economics **16**(60): 237-248. (In Persian)

Fahimifard, S. M. (2021). "Senario-Making for Impacts of Iran's Oil Revenue Investment Shock on Agriculture, Industry and Services: RDCGE Model Approach". Agricultural Economics and Development **29**(3): 155-187. (In Persian)

Galí, J. and Monacelli, T. (2005). "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy". Review of Economic Studies **72**(3): 707-734.

Gudarzi Farahani, Y. Adeli, O. & Ghorbani, A. (2020). "The Impact of Economic Policy Uncertainty on Exchange Rate Fluctuations with using the Nonlinear Autoregressive Distributed Lags Model (NARDL)". Journal of Econometric Modelling **5**(4): 147-171. (In Persian)

Haji Mola Mirzaee, M. S. Mola Mirzaee, H. & Shokouh, H. (2021). "Investigating the Effect of Oil Price and Exchange Rate Uncertainty on the Adoption of an Optimal Monetary Strategy in Iran". Interdisciplinary Studies on Strategic Knowledge **5**(19): 223-250. (In Persian)

Hosoe, N. Gasawa, K. and Hashimoto, H. (2010) *Textbook of Computable General Equilibrium Modeling, Programming and Simulations*, Palgrave Macmillan UK.

Islamic Parliament Recearch Center (2011). Social Accounting Matrix. https://rc.majlis.ir/fa/news/show/931207 (In Persian)

Izadkhasti, H. (2018). "Analyzing the Impact of Monetary Policy in a Dynamic General Equilibrium Model: Money in Utility Function Approach". Journal of Economic Modeling Research **9**(31): 71-101. (In Persian)

Labafi Feriz, F. Samadi, S. Nasrullahi, K. & Bakhshi Dastjerdi, R. (2018). "Robust Monetary Policy in Uncertainty for Iran's Economy by using the Hansen and Sargent Approach". Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi) **53**(1): 153-179. (In Persian)

Mohammadi, H. & Mahmoudi, M. (2018). "Investigating the Role of Variables Affecting the Legatum Prosperity Index Using Ordered Logit Regression

Approach". Journal of Economics and Regional Development **25**(16): 1-20. (In Persian)

Odili, O. (2015). "Effects of Exchange Rate Trends and Volatility on Imports in Nigeria: Implications for Macro Economy Policy". International Journal of Economics, Commerce and Management **III**(7).

Robinson, T. (2013). "Estimating and Identifying Empirical BVARDSGE Models for Small Open Economies". Research Discussion Paper, RDP 2013-06.

Statistical Center of Iran (2022). https://www.amar.org.ir/ (In Persian)

Sayadi, M. Daneshjafari, D. Bahrami, J. & Rafeei, M. (2015). "A Framework for the Optimum Oil Revenue Allocation in Iran; Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach". Journal of Planning and Budgeting **20**(2): 21-58. (In Persian)

Serletis, A. & Rahman, S. (2015). "On the Output Effects of Monetary Variability". Open Economies Review **26**(2): 225–236.

Shamsoddini, S. Ghobadi, S. & Daei-karimzadeh, S. (2021). "Impact of Monetary Policy and Exchange Rate Shocks on Price of Agricultural Products in Iran". Journal of Agricultural Economics and Development **35**(1): 93-104. (In Persian)

Tavako, P. Pedram, M. & Tavakoliyan, H. (2022). "Investigation and Identification of Possible Conflicts in the Implementation of Macroprudential Policies with the Objectives of Monetary Policy (Output and Price Stabilization) in the Iranian Economy using the DSGE Approach". Financial Economics **16**(60): 1-44. (In Persian)

Tavakolian, H. & Komijani, A. (2012). "Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: A DSGE Approach". Journal of Economic Modeling Research **3**(8): 87-117. (In Persian)

Tilik, R. Najafizadeh, A. Fakhr Hosseini, S. F. & Sarlak, A. (2023). "Utilization of Mixed Data Sampling Model in Identifying the Effects of Monthly Exchange Rate Changes on Seasonal GDP of Iran". Financial Economics **17**(62): 161-184. (In Persian)

Yang, H. Syarifuddin, F. Chang, C. P. & Wang, H. J. (2022). "The Impact of Exchange Rate Futures Fluctuations on Macroeconomy: Evidence from Ten Trading Market". Emerging Markets Finance and Trade **58**(8): 2300-2313.

Yavari, K. Sahabi, B. Agheli, L. & Shafiei, S. (2016). "Uncertainty in Monetary Policy and its Economic Impacts: a Combination of VAR and GARCH". Quarterly Journal of Quantitative Economics **13**(1): 69-96. (In Persian)

Zobeiri, H. (2016). "Investigation the Effect of Exchange Rate Gap of Official and Parallel Market on Inflation in Iran (Structural Time Series Approach)". Journal of Economic Modeling Research **7**(26): 167-192. (In Persian)

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 111-148

Analyzing the effect of liquidity and exchange rate on inflation in the time-frequency domain

Saleh Taheri Bazkhaneh* [1]

Received: 30-01-2023 Accepted: 03-03-2023

Extended Abstract

Purpose: Despite the fact that there is consensus regarding the effects of inflation and the need to deal with it, the determinants of inflation, the evolution of the relationship between them, and the comparison of the intensity and weakness of each one is areas of controversy. Meanwhile, the frequency of exchange rate and liquidity in the corresponding studies stand out more than other variables. It is recommended to follow the exchange rate transition theory to control inflation through this channel. It is also necessary to control monetary aggregates according to what the monetarists have depicted about the origin of inflation across space and over time.

Regardless of the intensity and weakness of the influences of the two variables in the context of time and in different horizons, inspired by the revealed facts and the support of the literature, what makes the problem more complex is the likelihood of the flow of causality to change between the variables. Therefore, although the effects of liquidity and exchange rate on inflation have been investigated in several studies, the reported results are not consistent. This situation can have different reasons, the discovery of which improves the cognitive processing power and provides immediate requirements for adopting efficient policies.

In this direction, attention is paid to the intertwining of the above three variables, knowing the net effect of liquidity (exchange rate) on inflation by removing the effect of exchange rate (liquidity), and investigating the possibility of its change over time and in short-term and long-term horizons. In terms of intensity and flow of causation, it can be useful and become the subject of policy making.

Methodology: The Granger causality test is a regular method of econometrics in which the causal relationship between time series is examined without referring to economic theories. According to its nature, this method provides a momentary measure of causality but is unable to analyze the dynamics and reliability of causality. In addition, in the Granger causality method, intermittent values of variables are used, and, as a result, there will be a possibility of eliminating instantaneous effects. To solve this problem, spectral analysis is used. Fourier transform is one of the widely

[1]. Corresponding Author. Assistant Professor, Faculty of Literature and Humanities, University of Guilan, Rasht, Iran. Email: saleh.taheri88@gmail.com

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 111-148

used topics in spectrum analysis, which serves to reveal the existing relationships between time series at different frequencies. Due to the fluctuating nature of the correlation among some economic time series, it is investigated in the analysis. The dynamics of causality can also be used. In the Fourier transform, in addition to the local time information being left out, the stability of the hypothetical time series is essential. However, many time series are unstable and most of their characteristics change over time. Due to this limitation, the wavelet transform is considered as a useful alternative to the Fourier transform in discovering causal relationships. The present research investigated the relationship of liquidity growth and exchange rate with inflation. For this purpose, seasonal data from 1990 to 2022 and continuous wavelet transformation were used. The distinguishing feature of the research was the use of multiple coherence tools, partial coherence, partial phase difference and partial wavelet gain.

Findings and Discussion: The results of the multiple correlation showed that, in the context of time and in the horizons of less than eight years, the growth of liquidity and the exchange rate are simultaneously a suitable explanation for the changes in inflation (similar to the coefficient of determination in the regression). Coherence, phase difference and partial wave interest showed that the growth of the exchange rate on all scales (up to 8 years) and over time creates inflationary pressure, the corresponding coefficient of which is less than 0.5. Liquidity growth and inflation have experienced an unstable relationship in terms of intensity, direction and flow of causality. So, within 1.5-4 years in the late 2010s, the growth of liquidity had a strong effect on inflation. In the horizon of 4-8 years in the 1997-2001, 2006-2011, and 2019-2020 periods, this pattern was repeated. This is important due to the inflationary conditions and the government budget. Liquidity following inflation has also happened on different scales, which can be attributed to the internalization of money in Iran's economy.

Conclusion and Policy Implications: The results have two important policy implications as follows:

1. As long as the growth of the exchange rate and liquidity-induced inflationary pressure are concerned, the effect of the exchange rate is always little and stable. Therefore, it is suggested that exchange rate changes be included in the dynamics of inflation considered by the policy maker. This important point will not occur, unlike the current procedure which mainly occurs with the pattern of repression and mutation due to the inability to suppress. Therefore, instead of nominally anchoring the exchange rate, it is necessary for the policy maker to commit to maintain stability in the growth of the exchange rate so that the effects of inflation will be less.
2. Although the growth of liquidity has not created inflationary pressure in all the years ever since this relationship was established, the effects will be severe and destructive for the general level of prices. Therefore, it is necessary to prevent the transfer of discontent in the economy and monetize them, regardless of setting a horizon on inflation and expecting immediate effects. To this end, it is necessary to reduce the budget deficit and the imbalance in the banking system as two sources of liquidity expansion. In addition, it is not enough to look at the past history of liquidity

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 111-148

following inflation and target liquidity growth; it should base a tool to guide monetary policy. Therefore, in addition to using the common monetary policy tool (interest rate), it is necessary to consider the control of monetary totals so that the monetary policy can achieve its original goals.

Keywords: Monetary economics, International Economics, Monetary policy, Continuous wavelet transform.

JEL Classification: E31, E52, C32.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: ۱۱۱-۱۴۸

تحلیل اثرگذاری نقدینگی و نرخ ارز بر تورم در حوزه زمان-فرکانس

صالح طاهری بازخانه*[۱]

دریافت: ۱۰-۱۱-۱۴۰۱ پذیرش: ۱۲-۱۲-۱۴۰۱

چکیده

تخلیه آثار ناترازی بودجه دولت و نظام بانکی در نقدینگی از یک سو و مقوله گذار نرخ ارز از سویی دیگر، ترجیع بند مطالعات مربوط به تورم در اقتصاد ایران هستند. با وجود این، پویایی‌ها و شدت و ضعف آثار متغیرهای مذکور محل مناقشه است. به طوری که به علت لکنت روش‌های سنتی اقتصادسنجی در بیان ابعاد رابطه‌ی میان متغیرهای مذکور فاصله زیادی برای رسیدن به اجماع نظر در پیش است. از این رو، تحقیق حاضر می کوشد با به کارگیری تبدیل موجک پیوسته و گام برداشتن در این مسیر بینش جدیدی در حوزه‌ی بلافصل سیاست پولی ایجاد کند. برای این منظور، از داده‌های فصلی مربوط به دوره‌ی زمانی ۱۴۰۱:۰۲-۱۳۶۹:۰۲ و ابزار همدوسی چندگانه، همدوسی جزئی، اختلاف فاز جزئی و بهره موجک جزئی استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که رشد نرخ ارز اثرگذاری باثباتی بر تورم دارد. رابطه‌ی میان رشد نقدینگی و تورم از نظر جریان، جهت و شدت علّیت ناپایدار می‌باشد. به طوری که رشد نقدینگی در سال‌های میانی دهه‌های ۱۳۷۰، ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ از تورم پیروی کرده است. مادامی که هر دو متغیر بر تورم اثرگذاری معنی‌دار داشته‌اند، شدت اثر رشد نقدینگی نسبتاً بیش‌تر گزارش می شود. برای کاستن از آثار تورمی نرخ ارز و قابل پیش‌بینی شدن آن، پیشنهاد می شود به جای تمرکز بر ثابت نگه داشتن نرخ ارز، ثبات رشد آن مورد توجه قرار گیرد. بر سیاست‌گذار فرض است قطع ارتباط میان رشد نقدینگی و تورم را پدیده‌ای دائمی تلقی نکند و کنترل کل‌های پولی را در کانون توجه خود قرار دهد.

واژگان کلیدی: اقتصاد پولی، اقتصاد بین‌الملل، سیاست پولی، تبدیل موجک پیوسته.

طبقه‌بندی JEL: C32، E31، E52.

[۱]. نویسنده مسئول. استادیار گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.
saleh.taheri@guilan.ac.ir

۱- مقدمه

تورم، به عنوان شناخته شده‌ترین متغیر و معضل اقتصاد ایران، در کانون توجه اقتصاددانان، عاملین اقتصادی و سیاست‌گذاران قرار دارد. به طوری که مسائل مربوط به آن موضوع مطالعات بسیاری بوده است. خانوارها و بنگاه‌ها تورم را به شکل کاهش رفاه و مخل تولید درک کرده و کنترل آن را در مطالبات خود برجسته می‌کنند. سیاست‌گذار نیز اگرچه مقابله با رشد مستمر سطح قیمت‌ها را به عنوان هدفی کلیدی مطرح می‌کند، اما در عمل به طور پایدار توفیقی حاصل نشده است.

با وجود این‌که در خصوص آثار این معضل و لزوم مقابله با آن وفاق وجود دارد، اما مسائل مربوط به تعیین‌کننده‌های تورم، تحولات رابطه‌ی میان آن‌ها و مقایسه شدت و ضعف هر یک محل مناقشه است. در این میان، اثرگذاری نرخ ارز و نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران توجه بیش‌تری را به خود جلب کرده است. از یک سو، به پیروی از نظریه گذار نرخ ارز[1]، توصیه به مداخله گسترده در بازار ارز می‌شود. از سوی دیگر، به پیروی از دیدگاه پول‌گرایان مبنی بر پولی بودن تورم، به سیاست‌گذار توصیه می‌شود کنترل کل‌های پولی را مورد توجه قرار دهد.

قطع نظر از شدت و ضعف اثرگذاری دو متغیر در بستر زمان و در افق‌های مختلف ملهم از حقایق آشکار شده و پشتیبانی ادبیات موضوع، آن‌چه این گره را در هم تنیده‌تر می‌کند، امکان تغییر جریان علّیت میان متغیرها است[2]. از این رو، اگرچه در مطالعات متعددی نحوه‌ی اثرگذاری نقدینگی و نرخ ارز بر تورم بررسی شده است اما نتایج گزارش شده با اجماع همراه نیستند. این وضعیت می‌تواند دلایل متفاوتی داشته باشد که کشف آن‌ها توان درک فعلی از تورم در اقتصاد ایران را ارتقاء می‌دهد و زمینه‌ساز توصیه سیاستی کارآمد خواهد بود.

در این مسیر، نظر به درهم تنیدگی نرخ ارز، تورم و رشد نقدینگی، آگاهی از اثر خالص رشد نقدینگی (نرخ ارز) بر تورم با حذف اثر نرخ ارز (نقدینگی)، بررسی امکان تغییر آن در طول زمان و در افق‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت از لحاظ شدت و جریان علّیت می‌تواند مفید باشد و دست‌مایه‌ی سیاست‌گذاری قرار گیرد. برای این منظور، تحقیق حاضر می‌کوشد با به کارگیری

---

[1]. Exchange-Rate Pass-Through (ERPT)

[2]. عمق نداشتن بازارهای مالی برای اثرگذاری تورم بر نرخ ارز و امکان درون‌زایی پول برای اثرگذاری تورم بر نقدینگی.

تبدیل موجک پیوسته[۱] بینش جدیدی در خصوص رابطه‌ی میان رشد نقدینگی و نرخ ارز با تورم در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۴۰۱:۲–۱۳۶۹:۲ ارائه کند. وجه تمایز این تحقیق دست‌یابی به اهداف اشاره شده با استفاده از همدوسی[۲] چندگانه[۳]، همدوسی جزئی[۴]، اخلاف فاز جزئی[۵] و بهره موجک جزئی[۶] است[۷]. برای این منظور، ادامه مقاله به شرح زیر سازمان‌دهی می‌شود:

در بخش دوم ادبیات موضوع مرور شده است. با توجه به دامنه‌دار بودن مبانی نظری مرتبط با تحقیق، مباحث بیان شده در بخش مذکور به محققانی که قصد دارند در این زمینه مطالعه نمایند چکیده مبسوطی ارائه کرده است. از آن‌جا که بهره موجک جزئی اخیراً وارد مطالعات اقتصادی ناظر بر حوزه زمان–فرکانس شده و نسبت به ابزار سنتی تبدیل موجک پیوسته کاربرد بیش‌تری در تحلیل‌های اقتصادی دارد، در بخش سوم به این مهم پرداخته شده است[۸]. بخش چهارم، به ارائه‌ی نتایج تحقیق می‌پردازد که در آن پس از معرفی متغیرها، اهداف تحقیق به کمک ابزار ذکر شده تأمین می‌گردند. به منظور بررسی پایداری نتایج، از نرخ رشد سالانه برای داده‌های فصلی و نرخ رشد فصلی استفاده شده است. با جمع‌بندی و ارائه پیشنهادهای سیاستی و تحقیقاتی در بخش پنجم، تحقیق حاضر خاتمه پیدا خواهد کرد.

---

1. Continuous Wavelet Transform

۲. همدوسی، همبستگی بین دو موج که تابعی از فرکانس هستند را اندازه می‌گیرد. این مفهوم در ترجمه فارسی تبدیل موجک، به همبستگی موجکی نیز ترجمه شده است که برای خوانش بهتر تا انتهای مقاله همدوسی استفاده می‌شود.

3. Multiple Wavelet Coherency

4. Partial Wavelet Coherency

5. Partial Phase-Difference

6. Partial Wavelet Gain

۷. به کارگیری تبدیل موجک پیوسته در موضوعات مرتبط سابقه دارد که به دلیل محدودیت ابزار سنتی تنها ارتباط میان دو متغیر بدون امکان مقایسه و برآورد ضریب–که در مطالعات اقتصادی متداول می‌باشد– تحلیل شده‌اند. اما، به کارگیری ابزار معرفی شده در تحقیق حاضر به شرح آن‌چه در بخش روش شناسی ذکر شده است، محدودیت‌های مذکور را ندارند.

۸. بنا به اطلاعات نویسنده، تا زمان نگارش مقاله در مطالعات مربوط به اقتصاد ایران از تحلیل چند متغیره مبتنی بر بهره موجک جزئی استفاده نشده است.

۲- ادبیات موضوع

این بخش متشکل از دو قسمت است. در قسمت ابتدایی، اهم مبانی نظری مربوط به ارتباط میان نقدینگی و نرخ ارز مرور می‌شود. در قسمت دوم، با مرور مطالعات تجربی مشارکت علمی تحقیق مشخص می‌شود.

۲-۱- مبانی نظری

نقدینگی و تورم: تورم به رشد سطح عمومی قیمت‌ها اطلاق می‌شود و وضعیتی است که باید پول بیش‌تری برای کالاها و خدمات یکسان در طول زمان پرداخت شود. اگرچه دانش بشری در خصوص اندازه‌گیری، آثار و رصد آن به اجماع رسیده است (تورسوی و محمد[1]، ۲۰۲۰)، اما علل خلق این معضل گسترده و در طول زمان و عرض مکان متغیر بوده است. در دهه ۱۹۶۰ میلادی، پیروی اظهار نظر معروف میلتون فریدمن[2] که استدلال می‌کرد "تورم همیشه و در همه جا یک پدیده پولی است" وفاقی در جهت ایده پول‌گرایان شکل گرفته بود (فریدمن[3]، ۱۹۶۳). این ایده، بر نظریه مقداری پول[4] استوار بود و استدلال می‌کرد هر تغییری در مقدار پول به طور مستقیم و کامل در سطح عمومی قیمت‌ها بازتاب پیدا می‌کند. عموماً، مطالعاتی که بررسی رابطه میان تورم و کل‌های پول را هدف قرار می‌دهند، از رابطه مشهور مقداری پول که توسط فیشر (۱۹۱۱) و فیشر و براون (۱۹۱۱) به شرح رابطه (۱) فرمول‌بندی شده است بهره می‌جویند:

$$M(V_T) \equiv P_T(T) \qquad (۱)$$

که در آن M پول در جریان، V_T سرعت گردش پول، P_T متوسط سطح قیمت مبادلات و T کل مبادلات در هر دوره هستند. سمت چپ و راست رابطه (۱) به ترتیب نمادی از عرضه و تقاضای پول می‌باشند. در این رویکرد، عرضه بیش‌تر پول با افزایش سطح قیمت‌ها همراه است و بالعکس. در نتیجه، تغییر در عرضه پول منجر به تغییر سطح قیمت می‌شود. به عبارت دیگر، اگر کشوری با نرخ تورم بالا رو به رو باشد، کاهش در عرضه پول منجر به کاهش تورم می‌شود و بالعکس (آماسوما و کجی[5]، ۲۰۱۷). به بیان ساده، نظریه مقداری پول پیش‌بینی می‌کند تغییر در رشد عرضه پول با تغییر

---

1. Tursoy & Muhammad
2. Milton Friedman
3. Friedman
4. Quantity Theory of Money (QTM)
5. Amassoma & Keji

در تورم متناسب است. به طور تجربی، اقتصاددانان بعد از تورم دهه ۱۹۷۰ میلادی تمایل بیش‌تری به گنجاندن انباره پول در تحلیل منابع تورم پیدا کرده‌اند (گراو و پولان[1]، ۲۰۰۵). تورم‌های تجربه شده در دهه‌های ۷۰ و ۸۰ میلادی باعث شد سیاست پولی در دنیا هدف اولیه خود را مبارزه با تورم برای دست‌یابی به ثبات قیمت‌ها معرفی کند. بر اساس نظریه مقداری پول، یکی از دلایل اهمیت رشد عرضه پول در سیاست پولی آثار پیش‌برنده آن در افزایش سطح عمومی قیمت‌ها است (بکیراس و همکاران[2]، ۲۰۱۷).

فریدمن و شوارتز[3] (۱۹۸۳) با تحلیل داده‌های مربوط به ایالات متحده آمریکا و انگلستان بیان می‌کنند تقاضای پول و سرعت گردش آن ثابت است و تغییر در عرضه پول در هر دو کشور تغییرات متناسبی در تورم ایجاد کرده است. اجماع نظری و پشتوانه تجربی برگرفته از این ایده باعث شد بانک‌های مرکزی از کل‌های پولی به عنوان تعیین‌کننده‌ای مهم در سیاست‌گذاری استفاده نمایند. به طور مشخص، برخی از بانک‌های مرکزی پس از تکانه نفتی و فروپاشی نظام برتون وودز[4] هدف‌گذاری کل‌های پولی را برای مقابله با تورم در پیش گرفتند که در میان آن‌ها از بانک فدرال آلمان[5] به عنوان نمونه‌ای موفق یاد می‌شود (بک و ویلند[6]، ۲۰۰۷ و تستن و شاهین[7]، ۲۰۲۰). با این حال، از اهمیت کل‌های پولی برای سیاست پولی در دهه ۱۹۹۰ میلادی کاسته شد. این مهم، ریشه در عوامل متعددی داشت. مطالعات تجربی قطع ارتباط میان تورم و کل‌های پولی را در کشورهای صنعتی پس از مهار رشد سطح عمومی قیمت‌ها گزارش کردند (دی‌گریو و پولان، ۲۰۰۵). افزون بر این، مطالعه مشهور تیلور[8] (۱۹۹۳) در این زمینه حاکی از آن بود که واکنش سیاست‌گذار پولی با قاعده نرخ بهره در واکنش به شکاف تولید و تورم قابل توضیح است. اگرچه قاعده تیلور در خصوص استفاده از کل‌های پولی در هدایت سیاست پولی اظهار نظری نداشت، الگوهای نیوکینزی در تبیین تورم کنار گذاشتن کل‌های پولی را توصیه می‌کردند (نلسون[9]، ۲۰۰۳). این الگوها، در تبیین

---

1. Grauwe & Polan
2. Bekiros et al.
3. Friedman & Schwartz
4. Bretton Woods
5. German Bundesbank
6. Beck & Wieland
7. Tastan & Sahin
8. Taylor
9. Nelson

تورم بر فرم نسخه بسط یافته منحنی فیلیپس[۱] (فیلیپس[۲]، ۱۹۵۸) متکی بودند. به طوری که پس از بی اعتبار شدن آن به دنبال ناتوانی در رکود تورمی دهه ۱۹۷۰ میلادی، با لحاظ انتظارات تورمی و چسبندگی‌های اسمی ناشی از بهینه‌یابی عاملین اقتصادی تحت عنوان منحنی فیلیپس[۳] کینزی‌های جدید به عنوان ابزاری مدرن در توضیح فرآیند تورم به کار گرفته شد. در نسخه‌های متفاوت این منحنی تورم در دوره جاری توسط وقفه تورم (به دلیل اینرسی تورم)، انتظارات تورمی و فعالیت‌های بخش حقیقی اقتصاد تعیین می‌شود (رابرتز[۴]، ۱۹۹۵). در عمل، سیاست‌گذاران از دهه ۱۹۹۰ به بعد توجه کم‌تری به کل‌های پولی داشته‌اند و توجه خود را به نرخ بهره در هدایت سیاست پولی معطوف کرده‌اند. در این راستا، وودفورد (۲۰۰۰) نامناسب بودن هدف‌گذاری کل‌های پولی را استدلال می‌کند و اعتقاد دارد نرخ بهره ابزار مناسبی برای سیاست پولی است چون بانک مرکزی توانایی کنترل آن در کوتاه‌مدت را دارد. در نقطه مقابل، تورنتن[۵] (۲۰۱۴) ایده مذکور را اغراق آمیز می‌داند و بر اهمیت پول در دست‌یابی به ثبات قیمت‌ها تأکید می‌کند (بکیروس و همکاران، ۲۰۱۷). این واقعیت که الگویی بدون اشاره مستقیم به پول قابلیت ارائه نظری دارد به این معنی نیست که باید بانک مرکزی پول را از فرآیند تصمیم‌گیری خود حذف کند. در این راستا، مک‌کالم[۶] (۲۰۰۱) استدلال می‌کند برای درک تورم ضروری است به پول به عنوان عاملی که نقش ساختاری دارد و یا حاوی اطلاعات مهمی است نگریسته شود. کریستیانو و همکاران[۷] (۲۰۰۷) بیان می‌کنند ممکن است پول و اعتبار نقشی مفید در تثبیت انتظارات تورمی داشته باشند و در نوسانات متغیرهای بخش حقیقی و مالی اثرگذار باشند.

وفاق نظری و تجربی تشریح شده، که بر قطع ارتباط کل‌های پولی و تورم تأکید می‌کرد نیز به چالش کشیده شد. اخیراً مطالعات تجربی واکاوی این رابطه را احیا کرده‌اند. روش‌های متعددی نظیر هم‌جمعی (به طور مثال کافمن و کاگلر[۸]، ۲۰۰۸)، تغییر رژیم (به طور مثال آمیسانو و فیگن[۹]،

---

1. Phillips Curve
2. Phillips
3. New Keynesian Phillips Curve (NKPC)
4. Roberts
5. Thornton
6. McCallum
7. Christiano et al.
8. Kaufmann & Kugler
9. Amisano & Fagan

۲۰۱۳) و تحلیل در حوزه زمان (به طور مثال بناتی[1]، ۲۰۰۹) ارتباط میان رشد پول و تورم در چارچوب نظریه مقداری را برای اقتصادهای پیشرفته به اثبات رسانده‌اند. اگرچه مطالعات مذکور دلالت‌های نظریه مقداری را دست نخورده باقی می‌گذارند، مطالعات دیگری نظیر کان و بنولکین[2] (۲۰۰۷) و هافمن[3] (۲۰۰۹) با به چالش کشیدن نقش علّی نقدینگی سازوکار سیاست پولی را بازبینی کرده‌اند.

در مجموع، می‌توان گفت در ادبیات موضوع مناقشه‌ای در خصوص رابطه میان پول و تورم وجود دارد. به طوری که هر یک با ذکر دلایلی متقن کمّیت و کیفیت این رابطه را تشریح کرده‌اند. این مهم، برای اقتصادهایی نظیر ایران که قطع ارتباط میان متغیرهای مذکور دلایل متعددی نظیر امکان درون‌زایی پول، درآمدهای نفتی، واردات و ... دارد از حیث نظری پیچیده‌تر است.

هیوم[4] به عنوان اقتصاددانان کلاسیک در اثر خود که به موازنه تجارت پرداخته است، سازوکار تأثیرپذیری پول از قیمت‌ها را تشریح کرده است. به این ترتیب که با تغییر برون‌زا در عرضه‌ی پول و کاهش آن، منجر به کاهش نسبی کالاهای داخلی و افزایش صادرات می‌شود. در نتیجه، با افزوده شدن به ذخایر ارزی کشور، پایه پولی و عرضه پول افزایش خواهد یافت. در رابطه با درون‌زایی پول، اقتصاددانان نئوکلاسیک تحلیل خود را بر اثرگذاری قیمت‌ها بر خلق پول توسط نظام بانکی معطوف کرده‌اند. به اعتقاد آن‌ها، به دنبال کاسته شدن از سطح قیمت‌ها، صادرات افزایش می‌یابد و از این مجرا قدرت وام‌دهی بانک‌های داخلی افزایش می‌یابد که در نتیجه‌ی آن عرضه‌ی پول در اقتصاد افزایش خواهد یافت (فلاحتی و همکاران، ۱۳۹۶).

اقتصاددانان پساکینزی[5] از سال‌های انتهایی دهه‌ی ۱۹۷۰ میلادی توجه خود را معطوف به درون‌زایی پول کردند. در این دیدگاه، در مرحله‌ی نخست قیمت‌ها و انتظارات تورمی روند افزایش در پیش می‌گیرند. سپس، با بالا رفتن تورم تقاضا برای وام افزایش خواهد یافت. در این صورت، در سمت دارایی ترازنامه بانک‌ها تسهیلاتی جدید ثبت می‌شود و بر اساس حسابداری دو طرفه در سمت بدهی نیز تسهیلات ثبت می‌شود. در ادامه، به علت اجبار نگهداری ذخایر احتیاطی و قانونی به ازای

---

1. Benati
2. Kahn & Benolkin
3. Hofmann
4. Hume
5. Post - Keynesian

سپرده‌های خلق شده، نیاز به ذخایر جدید ایجاد می‌شود. بنابراین، یا ذخایر از راه‌های گوناگون وارد بانک شده است و یا این‌که بانک مربوطه برای تأمین ذخایر مورد نیاز به جذب سپرده می‌پردازد، وارد بازار بین بانکی می‌شود و یا از بانک مرکزی قرض می‌گیرد (کمالیان و همکاران، ۱۳۹۹).

نرخ ارز و تورم: نظریه‌های اقتصادی از ارتباط متقابل تغییرات نرخ ارز و تورم پشتیبانی می‌کنند. نظریه پولی تعیین نرخ ارز چارچوبی نظری برای درک ارتباط میان بنیان‌های پولی ارائه می‌دهد. این نظریه، بعد از فروپاشی نظام برتون–وودز برای درک ارتباط بلندمدت میان نرخ ارز و متغیرهای پولی مانند تورم کاربرد فزاینده‌ای داشته است. طبق پیش‌بینی اصلی این نظریه، نرخ ارز در بازار پول و به واسطه عرضه و تقاضای پول تعیین می‌شود (فرانکل[1]، ۱۹۹۲). این رهیافت به فرضیه برابری قدرت خرید[2] وابسته است. به بیان ساده، طبق شرط برابری قدرت خرید سطح قیمت‌های داخلی با حاصل ضرب نرخ ارز و سطح قیمت‌های خارجی برابر است و از این طریق ارتباط میان تورم و نرخ ارز موضوعیت می‌یابد (دورنبوش[3]، ۱۹۸۶[4]). بنابراین، رویکرد پولی تعیین نرخ ارز بیان می‌کند نرخ ارز در بازار پول از طریق تعامل عرضه و تقاضای پول تعیین می‌شود. با فرض این‌که برابری قدرت خرید برای سبدهای کالای یکسان مصداق داشته باشد، رویکرد انعطاف‌پذیر بیان می‌کند نرخ ارز اسمی توسط مازاد نسبی عرضه پول تعیین می‌شود. بنابراین، افزایش در عرضه پول داخلی با تغییرات متناسب عرضه پول همراه است و از این طریق برابری قدرت خرید همواره برقرار خواهد بود. به عبارت دیگر، افزایش در عرضه پول داخلی سبب افزایش قیمت‌های داخلی و تورم می‌شود که در کاهش ارزش پول داخلی و افزایش نرخ ارز نمود پیدا می‌کند. به طور مشابه، افزایش درآمد داخلی (یا کاهش انتظارات تورمی) باعث افزایش تقاضای پول می‌شود که کاهش نرخ ارز را به همراه خواهد داشت. در رویکرد قیمت‌های چسبنده (جهش نرخ ارز) اگر چه سازوکار مطرح شده در بلندمدت پذیرفته می‌شود، اما تغییرات متناسب نرخ ارز و عرضه پول و نرخ ارز به دلیل چسبنده بودن قیمت‌ها در کوتاه‌مدت به چالش کشیده می‌شود. دورنبوش (۱۹۷۶) بیان می‌کند افزایش در عرضه پول داخلی با کاهش نرخ بهره داخلی منجر به خروج سرمایه می‌شود که اثر مثبتی

---

1. Frankel
2. Purchasing Power Parity (PPP)
3. Dornbusch
4. خوانندگان محترم می‌توانند برای مطالعه بیشتر در این زمینه و رویکردهای مختلف آن به منبع ذکر شده مراجعه کنند.

در جهت افزایش نرخ ارز وارد می‌کند. از این رو، گفته می‌شود نرخ ارز اسمی در کوتاه‌مدت جهش را تجربه می‌کند. در این رویکرد، هرچه سیاست پولی غیر منتظره‌تر و درجه شناوری نرخ ارز بیش‌تر باشد، در نتیجه‌ی انبساط رخ داده نرخ ارز جهش بیش‌تری تجربه خواهد کرد.

از منظر سیاست‌گذاری، ارزیابی و آگاهی از آثار تغییرات ارز که امکان بازتاب در تورم را دارند، در طراحی و اجرای سیاست پولی بسیار مهم است. علاوه بر این برای عاملین اقتصادی نیز سودمندی زیادی به همراه دارد. به طوری که با ایجاد درکی واضح‌تر از کانال‌های انتقال سیاست پولی، موجبات پیش‌بینی بهتر در خصوص آثار نرخ ارز و اقدامات احتمالی بانک مرکزی در واکنش به آن فراهم می‌شود. از این رو، تحلیل واکنش مصرف‌کنندگان، تولیدکنندگان و هم‌چنین سایر متغیرهای اقتصادی نسبت به تغییرات نرخ ارز در ادبیات موضوع ریشه‌ای عمیق یافته که به گذار نرخ ارز شهرت دارد. محدوده این ادبیات، بسیار متنوع است. به طوری که در مطالعات ابتدایی با تکیه بر رقابت ناقص، بر درجه انتقال نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده تمرکز کردند (به طور مثال دورنبوش، ۱۹۸۷). در مطالعات جدیدتر از نظر زمان و محدوده مبانی نظری، فرآیند عبور نرخ ارز در تغییر ترکیب کالاهای صادراتی و وارداتی که بر سرعت این پدیده نیز اثر دارند، جست‌وجو می‌شود (به طور مثال کامپا و گلدبرگ[1]، ۲۰۰۵ و گلدبرگ و کامپا[2]، ۲۰۱۰).

اثرگذاری نرخ ارز بر تورم از مجاری مختلفی به وقوع می‌پیوندد. لافلش[3] (۱۹۹۷) در این خصوص بیان می‌کند تغییرات نرخ ارز در مرحله نخست در کالاهای وارداتی نمود پیدا می‌کند. کالاهای مصرفی وارداتی به طور مستقیم شاخص قیمت مصرف‌کننده را متأثر می‌سازند. از یک سو، در رویارویی با کاهش ارزش پول ملی ممکن است کالاهای داخلی جایگزینی کالاهای وارداتی شوند و مازاد تقاضا برای دسته‌ای از کالاهای جایگزین شده رخ دهد. از سوی دیگر، با کاهش ارزش پول ملی و افزایش رقابت‌پذیری بین‌المللی برای کالاهای صادراتی، مازاد تقاضا تشدید شود. این مازاد تقاضا، قادر است فشارهای تورمی قابل توجهی به اقتصاد تحمیل کند. قطع نظر از منبع تغییرات نرخ ارز و زمان تأثیرگذاری آن، تیلور[4] (۲۰۰۰) اعتقاد دارد گذار نرخ ارز به وضعیت تورمی اقتصاد بستگی دارد؛ زمانی که تورم شدید است، کاهش ارزش پول داخلی منجر به افزایش درجه‌ی

1. Campa & Goldberg
2. Goldberg & Campa
3. Laflèche
4. Taylor

گذار نرخ ارز می‌شود. در صورتی که تورم مقدار کمی داشته باشد، کاهش ارزش پول داخلی به مقدار کم‌تری در تورم بازتاب خواهد یافت (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۴).

اخیراً در مسأله گذار نرخ ارز، شواهدی به دست آمده که اندازه، مدت زمان و حتی علامت درجه عبور نرخ ارز را به منبع ایجاد آن نسبت می‌دهند. به طور مثال فوبز و همکاران[1] (۲۰۱۸) در مطالعه خود برای انگلستان تأکید می‌کنند درجه عبور نرخ ارز بسته به این‌که منبع تغییر در ارزش پول داخلی تغییر در تقاضای جهانی، سیاست پولی داخلی، تکانه عرضه جهانی، بهره‌وری داخلی و ... باشد، متفاوت بوده است. کموناله و نواک[2] (۲۰۱۷) نشان داده‌اند درجه عبور نرخ ارز به قیمت کالاهای وارداتی بزرگ و متغیر است. در حالی که تأثیرپذیری قیمت کالاهای صادراتی اندک و سریع می‌باشد.

۲-۲- مطالعات تجربی

همان‌طور که پیش‌تر بیان شد، مطالعات مربوط به رابطه میان نقدینگی و نرخ ارز با تورم بسیار گسترده هستند. از این رو، به منظور جلوگیری از اطاله کلام صرفاً مطالعاتی که رابطه میان متغیرها را در حوزه زمان–فرکانس بررسی کرده‌اند، مرور شده است.

مطالعات خارجی: جیانگ و همکاران[3] (۲۰۱۵) با هدف ارزیابی سیاست پولی در چین طی دوره ۲۰۱۴:۰۱–۱۹۹۰:۰۱، به بررسی ارتباط میان تورم و کل‌های پولی با استفاده از تبدیل موجک پیوسته پرداخته‌اند.نتایج نشان داده است در میان‌مدت و بلندمدت رابطه مقداری تأیید می‌شود اما در کوتاه‌مدت رابطه علی ناپایداری داشته است.

بکیروس و همکاران (۲۰۱۷) از تبدیل موجک پیوسته استفاده کرده‌اند تا رابطه میان رشد عرضه پول و تورم را در کشورهای هند، مالزی و ژاپن بررسی نمایند. نتایج نشان داده است در هندوستان در افق‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت رابطه علّی از تورم به رشد پول می‌باشد. در مالزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارتباطی دو سویه میان متغیرها وجود دارد. در ژاپن، جهت علّیت از تورم به

1. Forbes et al.
2. Comunale & Kunovac
3. Jiang et al.

رشد پول است. بر این اساس، محققان عنوان کرده‌اند در هند و ژاپن سیاست تسهیل کمّی[1] تورم جدیدی خلق نمی‌کند.

ریچکوفسکی[2] (۲۰۲۱) در تحقیق خود به ارزیابی ارتباط میان رشد پول و تورم در ۱۶ اقتصادی که هدف‌گذاری تورم را در دستور کار قرار داده‌اند، پرداخته است. برای این منظور، از فیلتر کریستیانو-فیتزجرالد[3] و تبدیل موجک پیوسته استفاده کرده است. نتایج مبتنی بر تبدیل موجک نشان داده است که رشد پول در افق ادوار تجاری اثر علّی بر تورم دارد. بر این اساس، محقق بازگشت به چارچوب پولی برای کنترل عرضه پول را پیشنهاد کرده است.

آلوز و فریرا[4] (۲۰۲۲) با تخمین منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید برای برزیل با استفاده از تبدیل موجک پیوسته، به بررسی رابطه میان نرخ ارز و تورم پرداخته‌اند. آن‌ها به منظور ارزیابی پایدار بودن نتایج از متغیرهای مختلفی برای نمایندگی تورم و نرخ ارز استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده است در افق‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه علّی دو سویه میان تورم و نرخ ارز ضعیف است. در بلندمدت، این ارتباط شدت یافته است.

مطالعات داخلی: احسانی و طاهری بازخانه (۱۳۹۷) با استفاده از تبدیل موجک پیوسته به بررسی ارتباط میان اجزای نقدینگی و تورم در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۴ پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است در بلندمدت رابطه علّی از رشد پول به تورم برقرار می‌باشد. اما، رشد شبه پول و نقدینگی از تورم تأثیر می‌پذیرند.

در بخشی از تحقیق برکچیان و همکاران (۱۳۹۹) از تبدیل موجک پیوسته برای تحلیل ارتباط میان نرخ ارز و تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۹ استفاده شده است. نتایج تحلیل همدوسی نشان داده است که در کوتاه‌مدت شدت علّیت میان دو متغیر ضعیف می‌باشد اما در بلندمدت اثرگذاری نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده شدت می‌یابد.

---

1. Quantitative Easing
2. Ryczkowski
3. Christiano-Fitzgerald
4. Alves & Ferreira

صبوری دیلمی و همکاران (۱۴۰۰) از تبدیل موجک استفاده کرده‌اند تا چگونگی ارتباط میان نرخ ارز و شاخص‌های قیمت در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۱ بررسی نمایند. شدت هم‌حرکتی میان متغیرهای نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده در دوره‌هایی که نااطمینانی ارزی و نااطمینانی تورمی افزایش یافته، افزایش می‌یابد.

فرخی بالاجاده و همکاران (۱۴۰۰) برای تحلیل هم حرکتی پایه پولی و نقدینگی با تورم دراقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۶۱ از تبدیل موجک گسسته و پیوسته استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از تحلیل موجک پیوسته نشان داده است که نقدینگی در هیچ افقی اثری بر تورم ندارد. اما، پایه پولی در بلندمدت اثرگذاری مثبت بر تورم دارد.

با مرور مطالعات پیشین مشخص می‌شود اگرچه به کارگیری رهیافت تبدیل موجک در مطالعات عبور نرخ ارز و اثرگذاری کل‌های پولی بر تورم سابقه دارد، اما به کارگیری تبدیل موجک و تحلیل چندمتغیره به منظور بررسی توأمان نرخ ارز و نقدینگی بر تورم مورد بررسی قرار نگرفته است. به عبارت دیگر، در تحقیق‌هایی که روش‌شناسی مشابهی دارند، صرفاً اثرگذاری نقدینگی (و یا اجزای آن) بر تورم سنجیده شده است و تعامل آن با نرخ ارز به عنوان متغیر سوم مورد آزمون قرار نگرفته است. در تحقیق ناظر بر رابطه نرخ ارز بر تورم نیز چنین رویه‌ای وجود دارد. این مهم، به دلیل محدودیت ابزارهای مبتنی بر تبدیل موجک پیوسته است که قادر به تحلیل رابطه بیش از دو متغیر نیستند و در ارائه امکان مقایسه اثرگذاری مبتنی بر شاخصی متعارف ناتوان می‌باشند. از این رو، تحقیق حاضر با به کارگیری ابزاری که تحلیل چندگانه و چندمتغیره را در حوزه زمان-فرکانس مقدور می‌سازد، سعی دارد خلاء مذکور را برطرف کند.

۳- روش‌شناسی تحقیق

آزمون علیت گرنجر[1] یکی از روش‌های متداول اقتصادسنجی است که در آن بدون اتکا به نظریات اقتصادی رابطه‌ی علّی بین سری‌های زمانی بررسی می‌شود. روش مذکور بنا بر ماهیتش یک معیار لحظه‌ای[2] از آزمون علیت را ارائه داده و از تجزیه و تحلیل پویایی و پایایی علیت ناتوان است. افزون بر این در روش علیت گرنجر، از مقادیر باوقفه‌ی متغیرها استفاده می‌شود و در نتیجه احتمال

1. Granger Causality
2. One Shot Measure

حذف اثرات آنی وجود خواهد داشت. برای رفع این معضل، تحلیل طیفی[1] به کار می‌آید. تبدیل فوریه[2] یکی از مباحث پرکاربرد در تحلیل طیفی است که به منظور آشکارسازی روابط موجود بین سری‌های زمانی در فرکانس[3]های (بسامد و یا تواتر) مختلف استفاده می‌شود که بنا به ماهیت نوسانی همبستگی میان برخی از سری‌های زمانی اقتصادی، در تجزیه و تحلیل بررسی پویایی رابطه‌ی علیت قابل استفاده است (ون[4]، ۲۰۰۵).

با وجود این، در تبدیل فوریه علاوه بر این‌که اطلاعات موضعی زمان کنار گذاشته می‌شود، پایا بودن سری‌های زمانی فرضی اساسی است (اگیر–کانراریا و همکاران[5]، ۲۰۰۸). حال آن‌که بسیاری از سری‌های زمانی ناپایا بوده و اغلب ویژگی‌های آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند. با توجه به این محدودیت، تبدیل موجک به عنوان جایگزینی مفید برای تبدیل فوریه در کشف روابط علّی محسوب می‌شود. از ویژگی‌های مهم تبدیل موجک می‌توان به توانایی آن در تجزیه‌ی یک سری زمانی به فرکانس‌های مختلف در هر نقطه از زمان یا اصطلاحاً تحلیل زمان–فرکانس سری زمانی اشاره کرد. علاوه بر این، تبدیل موجک بر خلاف تبدیل فوریه با مبتنی نبودن بر پایایی سری‌های زمانی، در دامنه‌ی فرکانس صورت گرفته و قابلیت تشخیص فرکانس‌های موجود در داده‌ها در هر نقطه‌ی زمانی را دارا است (احسانی و طاهری بازخانه، ۱۳۹۷). افزون بر این، به دلیل ماهیت غیر خطی ارتباط میان سری‌های زمانی اقتصادی، اهمیت تغییرات رابطه آن در افق‌های مختلف و در طول زمان، ماهیت نوفه‌ای بودن و هم‌چنین وجود رفتار فصلی در آن‌ها، به کارگیری تبدیل موجک و ابزارهای آن راهگشای مطالعات مختلف خارجی و داخلی بوده است.

تبدیل موجک با استفاده از توابع پایه‌ای، یک سری زمانی را به فضای فرکانس انتقال داده و سپس سری زمانی را در زمان و مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. موجک‌ها (که به عنوان موجک‌های دختر[6] شناخته می‌شوند) از یک تابع تکی–موجک مادر[7] $\psi_{u,s}(t)$ – که به عنوان تابعی از موقعیت زمان (u) و مقیاس (s) تعریف می‌شود، مشتق می‌شوند. توابع موجک پرکاربرد در

---

1. Spectral Analysis
2. Fourier Transform
3. Frequency
4. Wen
5. Aguiar-Conraria et al.
6. Wavelet Daughters
7. Mother Wavelet

حوزه‌ی اقتصاد به دو دسته‌ی پیوسته[1] و گسسته[2] قابل تقسیم‌اند. تابع موجک پایه‌ای پیوسته عبارت است از:

$$\psi_{u,s}(t)=\frac{1}{\sqrt{s}}\psi\left(\frac{t-u}{s}\right) \qquad (۲)$$

فرض می‌شود موجک‌ها یک تابع مربع انتگرال‌پذیر هستند (یعنی $\psi(.)\in L^2(\mathbb{R})$). در رابطه‌ی (۲) $1/\sqrt{s}$ عامل نرمال‌ساز بوده که متضمن واحد بودن واریانس موجک، $\|\psi_{u,s}\|^2=1$، می‌باشد. u پارامتر انتقال[3] بوده که موقعیت دقیق موجک را ارائه می‌دهد. s پارامتر اتساع[4] (اندازه‌ی مقیاس تابع) می‌باشد که نحوه‌ی کشیدگی موجک را تعریف می‌کند. مقیاس‌بندی یک ابزار ریاضی است که در این‌جا منظور از آن باز شدن و یا فشرده شدن موجک در زمان است. مقیاس بزرگ مطابق با باز شدن و یا کشیده شدن موجک و مقیاس کوچک به معنی فشرده شدن موجک است. از آن‌جا که فشردگی موجک مطابق با بالا بودن فرکانس آن و نیز بازشدگی و یا کشیدگی موجک مطابق با کم بودن بسامد غالب آن است، فرکانس غالب و مقیاس کوچک یک موجک با هم در ارتباط هستند. به این مفهوم که مقیاس بالا مطابق با فرکانس پایین و مقیاس کوچک، مطابق با فرکانس بالا است.

موجک $\psi(t)$ تابعی با طول محدود می‌باشد که حول محور t در نوسان است. مانند یک موج در حال انتشار، با دور شدن از مرکز، نیروی خود را از دست می‌دهد. اطلاق نام موجک از شرط مقبولیت[5] ناشی شده است. این شرط نیازمند آن است که موجک مادر دارای رفتار پشتیبانی محدود (کوچک) و نوسانی (موجی) باشد، بنابراین موج کوچک (موجک) باشد. پرکابردترین موجک مادر در کاربردهای اقتصادی، موجک مارلت[6] به شرح زیر است:

$$\psi^M(t)=\frac{1}{\pi^{1/4}}\left(e^{i\omega_0 t}-e^{-\omega_0^2/2}\right)e^{-t^2/2} \qquad (۳)$$

این انتخاب خاص، رابطه‌ای ساده به شکل $f\approx 1/s$ میان مقیاس s و فرکانس f ایجاد می‌کند. تبدیل موجک پیوسته برای سری زمانی $x(t)$ را با توجه به موجک مادر ψ می‌توان این گونه بیان کرد:

---

1. Discrete
2. Continuous
3. Location Parameter
4. Dilatation Parameter
5. Admissibility Condition
6. Morlet Wavelet

$$W_x(\tau,s)=\int_{-\infty}^{\infty}x(t)\frac{1}{\sqrt{s}}\bar{\psi}\left(\frac{t-\tau}{s}\right)dt \qquad (۴)$$

در رابطه فوق، علامت بار نشان‌دهنده مزدوج مختلط[۱]، پارامتر انتقال τ تعیین‌کننده موقعیت موجک حول محور t و s پارامتر مقیاس هستند. پارامتر مقیاس، نشان‌دهنده کشیدگی موجک مادر است. ارتباط مقیاس با فرکانس معکوس می‌باشد. به این صورت که مقیاس بالاتر، به معنای یک موجک فشرده‌تر (کمتر) امکان تمرکز بر روی فرکانس‌های بالاتر (پایین‌تر) را فراهم می‌کند (ورونا[۲]، ۲۰۲۰).

اولین ابزار تبدیل موجک پیوسته، طیف توان موجک[۳] است. در تبدیل موجک، طیف توان موجک سری زمانی، به صورت زیر تعریف می‌شود (اگیر کانراریا و همکاران[۴]، ۲۰۲۰)[۵]:

$$(WPS)_x=W_x\bar{W}_x=|W_x|^2 \qquad (۵)$$

این ابزار، شدت نوسانات متغیرهای زمانی را در حوزه زمان–فرکانس مشخص می‌کند. بنابراین، با طیف توان موجک می‌توان به تحلیل یک متغیر پرداخت و از توزیع واریانس و نوسانات آن در افق‌های مختلف و در طول زمان اطلاعاتی به دست آورد.

مادامی که هدف مطالعه بررسی ارتباط میان دو متغیر باشد، توان متقاطع موجک[۶] می‌تواند مناطقی از حوزه زمان–فرکانس را مشخص کند که دو سری زمانی توان بالای مشترک و در نتیجه نوسان‌های مشترکی دارند (اگیر–کاراریا، ۲۰۰۸). برای دو سری زمانی $y(t)$ و $x(t)$ توان متقاطع موجک y و x به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$W_{yx}=W_y\bar{W}_x \qquad (۶)$$

که در آن W_y و W_x به ترتیب تبدیل موجک y و x هستند. قدر مطلق W_{yx} نشان‌دهنده توان متقاطع موجک است و کوواریانس محلی[۷] میان دو سری زمانی را در فضای زمان–فرکانس به تصویر می‌کشد.

---

1. Complex Conjugate
2. Verona
3. Wavelet Power Spectrum (WPS)
4. Aguiar-Conraria et al.
۵. از آن جایی که تمامی متغیرهای معرفی شده تابعی از پارمتر انتقال و مقیاس هستند، برای خوانش ساده‌تر موارد مذکور حذف شده‌اند.
6. Cross Wavelet Transform
7. Local Covariance

ابزار دیگری که به طور گسترده در تبدیل موجک پیوسته و تحلیل ارتباط میان متغیرها به کار گرفته می‌شود، همدوسی[1] (همبستگی در حوزه زمان–فرکانس) است. رابطه زیر همدوسی y و x را محاسبه می‌کند:

$$R_{yx} = \frac{\left|S\left(W_{yx}\right)\right|}{\left[S\left(\left|W_y\right|^2\right)S\left(\left|W_x\right|^2\right)\right]^{1/2}} \qquad (۷)$$

که در آن S عمل‌گر هموارساز[2] در زمان و مقیاس است. بدون هموارسازی، همدوسی مانند تبدیل فوریه همیشه مقدار یک خواهد داشت (ورونا، ۲۰۲۰). مطابق با رابطه فوق، می‌توان شدت رابطه میان y و x را در هر نقطه و زمان اندازه گرفت. R_{yx} مقداری بین صفر و یک دارد. به طوری که عدد صفر (یک) حاکی از هم حرکتی شدید (ضعیف) میان دو متغیر است.

علی رغم اطلاعات مفیدی که همدوسی ارائه می‌دهد، در تحلیل‌های اقتصادی سه محدودیت مهم دارد. همدوسی از بیان رابطه تقدم–تأخری[3] که به علّیت میان متغیرها تفسیر می‌شود و هم‌چنین محاسبه همبستگی مثبت و منفی، ناتوان است. علاوه بر این، به منظور درک پدیده‌ها و ارزیابی نظریه‌ها و فرضیه‌ها، گاهاً بررسی ارتباط توأمان بیش از دو متغیر ضرورت دارد. در نهایت، به دلیل بازه قرارگیری R_{yx}، مقایسه همدوسی به طور منفرد میان دسته‌ای از متغیرها مقدور نیست. برای رفع این محدودیت‌ها، سه ابزار دیگر به کار گرفته می‌شود.

محدودیت نخست، توسط اختلاف فاز از میان برداشته می‌شود. به این صورت که مطابق با رابطه (۸) می‌توان به تابعی از زمان و فرکانس دست یافت که در خصوص تأخیر نوسانات سری‌های زمانی اطلاعات ارائه می‌دهد.

$$\phi_{yx} = \arctan\frac{\mathrm{T}\left[S\left(W_{yx}\right)\right]}{\mathrm{R}\left[S\left(W_{yx}\right)\right]} \qquad (۸)$$

---

1. Coherence
2. Smoothing Operator
3. Lead - Lag

در رابطه (۹)، $\mathfrak{T}$ و $\mathcal{R}$ به ترتیب بخش موهومی و حقیقی مبدل متقاطع موجک هموار شده هستند. در خصوص مقدار محاسبه شده باید گفت که همواره $\phi_{x,y} \in [-\pi, \pi]$ برقرار است. جدول (۱)، نحوه نتیجه‌گیری در خصوص همبستگی و رابطه علّی بر اساس اختلاف فاز را ارائه می‌دهد.

جدول ۱: تفسیر جریان علّی بر اساس اختلاف فاز

اختلاف فاز	همبستگی	جریان علّیت	جهت علّیت
$\phi_{x,y} \in (0, \frac{\pi}{2})$	مثبت	مستقیم	$x(t) \rightarrow y(t)$
$\phi_{x,y} \in (\frac{\pi}{2}, \pi)$	منفی	معکوس	$y(t) \rightarrow x(t)$
$\phi_{x,y} \in (-\frac{\pi}{2}, 0)$	مثبت	مستقیم	$y(t) \rightarrow x(t)$
$\phi_{x,y} \in (-\pi, -\frac{\pi}{2})$	منفی	معکوس	$x(t) \rightarrow y(t)$

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس مطالعه ژیانگ و همکاران[1] (۲۰۲۱)

با استفاده از مفهوم همبستگی جزئی، محدودیت دوم مرتفع می‌شود. در این راستا، همدوسی جزئی[2] محاسبه می‌گردد. برای این منظور، سه متغیر x، y و z در نظر گرفته می‌شود. نخست، مربع همدوسی موجک چندگانه میان سری y و سری‌های x و z ($R^2_{y(xz)}$) محاسبه می‌شود[3]:

$$R^2_{y(xz)} = \frac{R^2_{yx} + R^2_{yx} - 2\mathrm{R}(\omega_{yx}\omega_{xz}\bar{\omega}_{yz})}{1 - R^2_{xz}} \qquad (۹)$$

بر این اساس، همدوسی چندگانه میان y و x و z با $R_{y(xz)}$ بیان می‌شود که مقدار مثبت ریشه دوم مقدار در رابطه فوق است. ورونا (۲۰۲۰) بیان می‌کند $R_{y(xz)}$ تفسیری همانند ضریب تعیین در رگرسیون چند متغیره y بر روی x و z دارد. با این تفاوت که در حوزه زمان–فرکانس تفسیر می‌شود.

برای به دست آوردن همدوسی مرکب جزئی[4] میان y و x بعد از کنترل کردن به ازای سری z با $\omega_{yx,z}$ به شرح رابطه زیر محاسبه می‌شود:

---

1. Xiang et al.
2. Partial Coherence
۳. همدوسی مرکب بر اساس اندیس‌های ذکر شده است. قدر مطلق ریشه دوم آن، همدوسی ذکر شده در رابطه (۷) می‌باشد.
4. Complex Partial Wavelet Coherency

$$\omega_{yx,z} = \frac{\omega_{yx} - \omega_{yz}\bar{\omega}_{xz}}{\sqrt{(1-R_{yz}^2)(1-R_{xz}^2)}} \qquad (۱۰)$$

بر این اساس، همدوسی جزئی توسط قدر مطلق $\omega_{yx,z}$ محاسبه می‌شود تا رابطه میان y و x با کنترل z مشخص گردد.

برای از میان برداشتن محدودیت سوم و مقایسه اثرگذاری x و z بر y از بهره موجک جزئی[۱] استفاده می‌شود. این مقدار توسط رابطه زیر محاسبه می‌شود[۲]:

$$G_{yx,z} = \frac{\left|\omega_{yx} - \omega_{yz}\bar{\omega}_{xz}\right|}{1-R_{xz}^2} \cdot \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \qquad (۱۱)$$

مقدار محاسبه شده در حکم قدر مطلق ضریب x در رگرسیون y بر روی x بعد از کنترل کردن اثر z است. ضرایب به دست آمده برای x و z در حوزه زمان-فرکانس هنگامی معنی‌دار هستند که همدوسی جزئی و چندگانه معنی‌دار باشند.

٤- نتایج تحقیق

٤-١- معرفی متغیرها و حقایق آشکار شده

با توجه به اهداف تعریف شده برای تحقیق، از متغیرهای رشد نقدینگی (RM2)، رشد نرخ ارز بازار آزاد (REX) و رشد شاخص قیمت مصرف کننده (Inflation) استفاده شده است. منبع جمع‌آوری اطلاعات برای دو متغیر نخست بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است. برای محاسبه تورم از نرخ رشد شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در نقاط شهری استفاده شده است که مرکز آمار ایران آن را ارائه می‌کند. دوره زمانی تحقیق داده‌های فصلی از شهریور ۱۳۶۹ تا شهریور ۱۴۰۱ است. به طوری که نرخ رشد سالانه متغیرها با استفاده از داده‌های فصلی محاسبه شده است. به منظور بررسی پایداری نتایج، از نرخ رشد فصلی نیز استفاده شده است[۳]. نخست، طیف توان

---

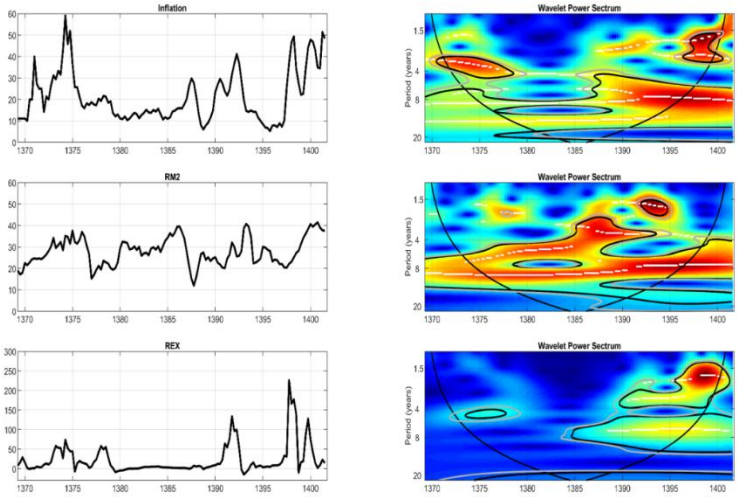
[1]. Partial Wavelet Gain

[۲]. در این رابطه σ_i طیف توان موجک برای سری i است.

[۳]. به غیر از شکل‌های شماره (۱) و (۲)، تمامی تحلیل‌های گزارش شده بر مبنای مشترکات میان نتایج حاصل از دو نوع داده می‌باشند. لازم به ذکر است، نتایج آزمون ریشه واحد فصلی برای هر دو دسته حاکی از وجود نداشتن ریشه واحد است.

موجک و سری‌های زمانی متغیرها حقایق آشکار شده را بیان می‌کنند. سپس، با استفاده از همدوسی چندگانه آثار هم‌زمان رشد نقدینگی و نرخ ارز در توضیح تورم مشخص می‌شود. در نهایت، با استفاده از همدوسی جزئی، اخلاف فاز جزئی و بهره موجک جزئی اهداف تحقیق تأمین می‌شود.

شکل (۱) سری زمانی متغیرهای به کار گرفته شده در تحقیق (سمت چپ) و طیف توان آن‌ها (سمت راست) را بیان کرده است. به طوری که از بالا به پایین تورم سالانه، نرخ رشد سالانه‌ی نقدینگی و نرخ ارز با استفاده از داده‌های فصلی قرار دارند. محورهای افقی نشان‌دهنده زمان و محور عمودی مقیاس (بر حسب سال) را بیان می‌کند. خطوط مشکی (خاکستری) معنی‌داری در سطح ۹۵٪ (۹۰٪) را تعیین می‌کنند. آن قسمت از نواحی معنی‌دار قابل تفسیر است که در فضای سهمی شکل قرار گرفته باشد.[1] رنگ گرم و قرمز (سرد و آبی) نشان‌دهنده توان بالا (پایین) هستند.



شکل ۱: نمودار سری زمانی و طیف توان موجک برای متغیرهای تحقیق

منبع: یافته‌های تحقیق

[1]. در تبدیل سری زمانی به دلیل نوسان لحظه‌ای موجک مقادیر تصادفی جایگزین مقادیر واقعی حاصل شده از تبدیل می‌شوند. این مسئله باعث بروز خطای اریب در تبدیل شده و به اثر لبه (Edge Effect) شهرت دارد که با افزایش مقیاس تبدیل سری افزایش می یابد. به نواحی از طیف که در آن اثر لبه به اوج می‌رسد، کانون اثر (Cone of Influence) گفته می‌شود. نتایج به دست آمده از تحلیل زمان- مقیاس مبدل موجک در نواحی لبه غیر قابل اعتماد بوده و باید در تفسیر نتایج آن دقت شود (احسانی و طاهری بازخانه، ۱۳۹۷). از این رو، در تمامی شکل‌های تحقیق حاضر، فضای سهمی شکلی برای اجتناب از این خطا ترسیم شده که صرفاً در آن نواحی تحلیل صورت می‌گیرد.

در ابتدای دهه‌ی ۱۳۷۰ تورم در اقتصاد ایران بیش‌ترین مقدار خود را تجربه کرده است. در دهه ۱۳۷۰ افزایش تورم همگام با افزایش نرخ ارز رخ داده است. این مهم، ناشی از سیاست‌های تعدیل ساختاری بود. علاوه بر این، سیاست‌های مذکور و نرخ رشد نزدیک به صفر در آن دوران باعث اثرگذاری نقدینگی بر تورم شد که از آن‌ها به عنوان منابع تورم سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۷۰ یاد می‌شود. با بازگشت ثبات به بازار ارز و افزایش درآمدهای ارزی و رشد اقتصادی، از نیمه دهه ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۰، تورم روند نزولی و باثباتی به خود دید که در نمودارهای سری زمانی تورم و نرخ ارز مشهود است. از اواسط دهه ۱۳۸۰ به دنبال انبساط‌های پولی، کاهش جهانی قیمت نفت و کاهش رشد اقتصادی مجدداً تورم افزایش قابل توجهی تجربه کرد. دهه ۱۳۹۰ با تورم شتابان آغاز شد. به طوری که این متغیر سقف تاریخی خود را به دلیل آثار تحریم‌های بین‌المللی، جهش نرخ ارز، رشد نقدینگی و کاهش رشد اقتصادی تجربه کرد. از اواخر سال ۱۳۹۲ تورم روند نزولی را در پیش گرفت. کاهش رشد نرخ ارز، انضباط در سیاست‌های پولی و مالی و گشایش‌های بین‌المللی که در انتظارات و رشد اقتصادی بازتاب یافت، منجر شد علی‌رغم رشد نقدینگی تورم برای حدود ۴ سال روند کاهشی و باثباتی در پیش بگیرد. اما، با خروج یک‌جانبه ایالات متحده آمریکا از توافق برجام، مجدداً رشد نرخ ارز و انتظارات تورمی شعله‌ور شدند. با کاهش درآمدهای نفتی و آسیب دیدن رشد اقتصادی به دلیل یک دهه تحریم‌های بین‌المللی و هم‌چنین عدم تشکیل سرمایه، آثار نقدینگی بر تورم نمود پیدا کرد. از این رو، در سال‌های پایانی دهه ۱۳۹۰ تورم از منابع مختلف و متعددی تغذیه شد. علاوه بر این، همه‌گیری کرونا و سیاست‌های انبساطی متعاقب آن نیز به منبعی جدید برای ناترازی‌ها در اقتصاد ایران و خلق تورم تبدیل شدند.

با مرور سری‌های زمانی، می‌توان هم زمانی‌های جهش نرخ ارز و جهش نرخ تورم را تشخیص داد. در اقتصاد ایران عموماً سیاست‌گذار با لنگر قرار دادن نرخ ارز سعی در کنترل انتظارات تورمی دارد. این فرآیند به درآمدهای نفتی وابسته است و در مواقعی که درآمدهای دولت از این محل کاهش می‌یابد، جهش در نرخ ارز رخ می‌دهد که مقارن با جهش در نرخ تورم می‌باشد. طیف توان موجک نیز نشان می‌دهد این جهش و نوسان در مقیاس‌های مختلف رخ داده است. در گستره زمان، نوسان ناشی از سیاست‌های تعدیل و سعی برای تک نرخی شدن ارز باعث پیدایش یک محدوده معنی‌دار شده‌اند. پس از آن، از اواسط دهه ۱۳۸۰ به بعد همواره نوسان در رشد نرخ ارز شدید بوده است. اوج این نوسان، در اواخر دهه ۱۳۹۰ رخ داده که ناشی از کاهش درآمدهای نفتی به دنبال

اوج گرفتن تحریم‌ها و کوشش نافرجام سیاست‌گذار برای سرکوب نرخ ارز می‌باشد. با وجود این، طیف توان برای تورم و رشد نقدینگی حکایت از نوسان‌های گسترده دارد که فراتر از نوسان‌های تجربه شده در نرخ ارز (از لحاظ زمانی) می‌باشند. نوسان گسترده تورم در تمامی مقیاس‌ها (محور عمودی) و تقریباً در تمامی سال‌ها (محور افقی) قدرت تخریبی این معضل را تشدید کرده است. شدیدترین نوسان‌ها مربوط به دهه‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۹۰ است که مقارن با رکوردهای ثبت شده با این متغیر است. نقدینگی نیز به غیر از چند سال محدود، همواره در حال رشد بوده است. به طوری که در هر مقطع زمانی با تخلیه آثار ناترازی بودجه و نظام بانکی می‌توان رشد نقدینگی را توضیح داد. این روند، همراه با نوسان گسترده بوده که در طیف توان موجک در تمامی مقیاس‌ها و سال‌ها به شکل نواحی معنی‌دار و با رنگ قرمز و گرم مشهود است.

٤-۲- اثرگذاری مشترک رشد نقدینگی و نرخ ارز بر تورم

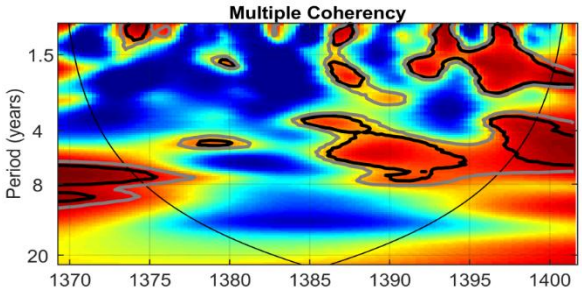
شکل (۲)، همدوسی چندگانه را به تصویر کشیده است[۱]. در این شکل، محدوده‌هایی که رشد نقدینگی و نرخ ارز به طور همزمان بر تورم اثرگذار بوده‌اند، مشخص می‌شود. محورهای عمودی و افقی نشان‌دهنده‌ی مقیاس (برحسب سال) و زمان هستند. رنگ قرمز و گرم (آبی و سرد) نشان‌دهنده اثرگذاری شدید (ضعیف) همزمان رشد نقدینگی و نرخ ارز بر تورم هستند. خط مشکی نازک که فضا را به شکل سهمی تقسیم کرده است، برای جلوگیری از خطای لبه ترسیم شده است. در محدوده‌ی این سهمی، محدوده‌هایی که با خطوط مشکی و خاکستری ضخیم احاطه شده‌اند و نشان‌دهنده‌ی معنی‌داری در سطح ۹۵٪ و ۹۰٪ هستند، قابلیت تحلیل را دارند. نواحی معنی‌دار، به منزله ضریب تعیین در تحلیل رگرسیون هستند که توانایی توضیح تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل را بیان می‌کند. به پیروی از اگیر کانراریا و همکاران (۲۰۱۸)، تحلیل در حوزه فرکانس بر اساس سه مقیاس ۴- ۱/۵ سال، ۸-۴ سال و ۲۰-۸ سال انجام شده است. این تقسیم‌بندی، بر اساس چرخه‌های تجاری است که بسته به مقتضیات تحقیق و ارتباط میان متغیرها به محدوده‌های بسیار کوتاه‌مدت تا بسیار بلندمدت تعبیر می‌شوند.

شکل (۲) نشان می‌دهد قطع نظر از مقیاس (محور عمودی)، رشد نقدینگی و نرخ ارز در تمامی سال‌ها به طور مشترک بر تورم اثرگذار بوده‌اند (در طول محور افقی برای هر سال منطقه

---

[۱]. شکل مربوط به تورم فصلی و نرخ رشد فصلی نقدینگی و نرخ ارز به پیوست موکول شده است.

معنی‌دار وجود دارد). این مهم، حاکی از آن است دو متغیر می‌توانند تغییرات تورم را در طول زمان توضیح دهند. با وجود این، در طول زمان و مقیاس‌های مختلف این اثرگذاری از لحاظ شدت تفاوت دارد. در مقیاس ۴-۱/۵ سال، اثرگذاری مشترک دو متغیر در سال ۱۳۸۰ و سپس از سال ۱۳۸۵ به بعد رخ داده است. به طوری که در انتهای دوره زمانی، شدت اثرگذاری بیش‌تر می‌باشد. در مقیاس ۸ -۴ سال، به غیر از سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۱، هر دو متغیر تغییرات تورم را توضیح می‌دهند. در سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۷۰ اثرگذاری توأمان متغیرها شدید است. سیاست‌های تعدیل و منابع پولی آن از یک سو و جهش نرخ ارز برای آزادسازی از سوی دیگر باعث بروز این نتیجه شده‌اند. به دنبال رشد اقتصادی در دهه‌ی ۱۳۸۰ و ثبات در نرخ ارز و تک نرخی شدن آن از شدت اثرگذاری دو متغیر کاسته شده است. به دنبال مصائب اقتصاد ایران از اواخر دهه‌ی ۱۳۸۰ (ناترازی بودجه دولت، ناترازی نظام بانکی، تحریم‌های بین‌المللی، رشد اقتصادی نزدیک به صفر و ...) رشد نقدینگی و رشد نرخ ارز اثرگذاری بیش‌تری بر تورم داشته‌اند.



شکل ۲: همدوسی چندگانه؛ اثرگذاری هم‌زمان رشد نقدینگی و نرخ ارز بر تورم

منبع: یافته‌های تحقیق

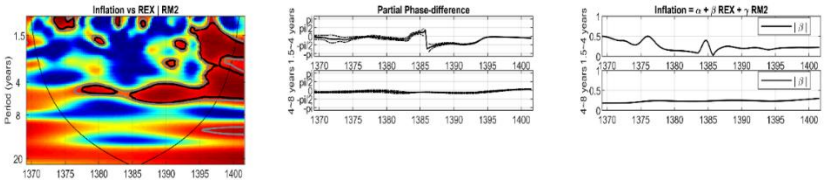
با توجه به آن‌چه ذکر شد، رشد نقدینگی و نرخ ارز در مقیاس‌های کم‌تر از ۸ سال، می‌توانند به عنوان متغیرهای توضیح دهنده تورم در نظر گرفته شوند. با توجه به لزوم جداسازی اثر رشد نقدینگی و نرخ ارز بر تورم در حوزه سیاست‌گذاری پولی، در ادامه این مهم توسط همدوسی جزئی، اخلاف فاز جزئی و بهره موجک جزئی صورت می‌گیرد.

٤-۳- اثرگذاری رشد نرخ ارز بر تورم

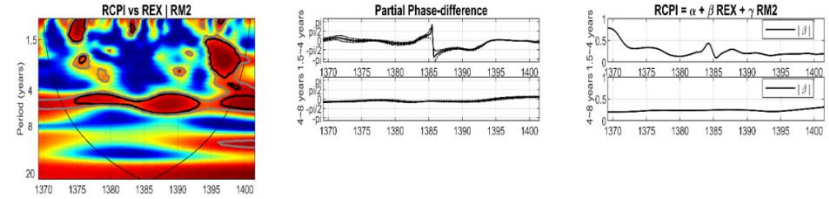
شکل (۳) همدوسی جزئی میان رشد نرخ ارز و تورم (با ثبات رشد نقدینگی)، اختلاف فاز و بهره موجک را به منظور آگاهی از اثرگذاری خالص نرخ ارز بر تورم به تصویر کشیده است. بخش

(الف) تورم و نرخ رشد سالانه با استفاده از داده‌های فصلی و بخش (ب) بر اساس تورم فصلی و نرخ رشد فصلی محاسبه شده‌اند. با توجه به عدم معنی‌داری در مقیاس بیش‌تر از ۸ سال، اختلاف فاز جزئی و بهره موجک جزئی مربوط به مقیاس‌های مذکور گزارش نشده است. در اشکال یکپارچه‌ی بخش پیوست، موارد فوق درج شده‌اند.

(الف) محاسبات سالانه بر اساس داده‌های فصلی



(ب) محاسبات بر اساس نرخ رشد و تورم فصلی



شکل ۳: همدوسی جزئی (سمت چپ)، اختلاف فاز (ستون میانی) و بهره موجک (سمت راست) میان رشد نرخ ارز و تورم

توضیح: تفسیر همدوسی جزئی و نواحی معنی‌دار مانند شکل‌های (۱) و (۲) است. تفسیر اختلاف فاز برای تعیین جریان و جهت علّیت بر اساس جدول (۱) انجام می‌شود. بهره موجک جزئی تفسیری مشابه با ضریب رگرسیون دارد[۱]. در هر دو مقیاس، محور افقی نشان‌دهنده زمان است.

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به شکل (۳)، بدون در نظر گرفتن مقیاس می‌توان گفت در تمامی سال‌ها همبستگی بالایی میان دو متغیر وجود دارد. اما، بسته به مقیاس زمانی شدن و جریان علّیت تفاوت دارد. به طوری که در مقیاس ۴–۱/۵ سال، هر دو نوع داده از سال ۱۳۹۵ اثرگذاری شدید نرخ ارز بر تورم را تأیید می‌کنند. علاوه بر این، در سال ۱۳۸۰ و سال‌های ۱۳۹۲–۱۳۹۰ مناطق معنی‌دار مشترکی بر اساس دو نوع داده وجود دارد. در این مناطق نیز، بر اساس اختلاف فاز جزئی جریان علّیت از رشد نرخ ارز به تورم است[۲]. بهره موجک جزئی نیز نشان می‌دهد ضریب اثرگذاری نرخ ارز در محدوده‌ی کم‌تر از

---

[۱]. بهره موجک به صورت قدر مطلق است و علامت آن با توجه به اختلاف فاز جزئی تعیین می‌شود. در صورتی که جهت علّیت مستقیم (معکوس) باشد، ضریب مقدار مثبت (منفی) دارد (اگیر–کانراریا و همکاران، ۲۰۱۸).

[۲]. اختلاف فاز در هر دو قسمت (الف) و (ب) در محدوده $(-\frac{\pi}{2},0)$ قرار دارد.

۰/۵ قرار دارد. در مقیاس ۸-۴ سال، پیوستگی بیش‌تری در همدوسی جزئی مشاهده می‌شود. به طوری که تورم فصلی و رشد فصلی نرخ ارز برای کل دوره زمانی قابلیت تفسیر همبستگی در حوزه‌ی زمان-فرکانس داشته‌اند. تورم و رشد سالانه نرخ ارز در مقیاس مذکور، از سال ۱۳۷۶ به بعد رابطه‌ی معنی‌داری داشته‌اند. به هر صورت، در مقیاس مذکور نیز بهره موجک جزئی عددی کم‌تر از ۰/۵ به خود گرفته است و اختلاف فاز جزئی نیز جریان علّیت را از رشد نرخ ارز به تورم نتیجه می‌دهد.

با توجه به آن‌چه ذکر شد، می‌توان گفت در در مقیاس‌های ۴-۱/۵ و ۸-۴ سال همبستگی شدید و معنی‌داری میان رشد نرخ ارز و تورم وجود دارد که بر اساس اختلاف فاز جهت و جریان علّیت مستقیم و از رشد نرخ ارز به تورم بوده است. تحلیل در حوزه زمان نیز مؤید اثرگذاری رشد نرخ ارز بر تورم در کل دوره‌ی زمانی تحقیق است. بر این اساس، در قیاس دو نظریه تعیین پولی نرخ ارز و گذار نرخ ارز، مورد دوم برای اقتصاد ایران موضوعیت دارد. به عبارت دیگر، نرخ ارز در اقتصاد ایران در بازار پول تعیین نمی‌شود. علاوه بر این، با توجه به این‌که بهره موجک کم‌تر از ۰/۵ است، گذار نرخ ارز به طور ناقص در اقتصاد ایران به وقوع می‌پیوندد. به این مفهوم که بازتاب رشد نرخ ارز در تورم به صورت یک به یک نیست. بر این اساس، در سیاست‌گذاری پولی نمی‌توان تغییرات نرخ ارز را بر پویایی تورم نادیده گرفت و ضروری است سیاست‌گذار واکنش مقتضی به تغییرات نرخ ارز نشان دهد.

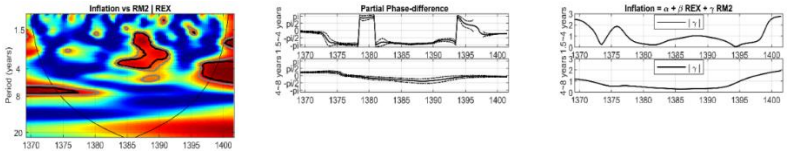
٤-٤- اثرگذاری رشد نقدینگی بر تورم

متناظر با شکل (۳)، در شکل (۴) همدوسی جزئی میان رشد نقدینگی و تورم، اختلاف فاز جزئی و بهره موجک جزئی گزارش شده است. بخش (الف) و (ب) به ترتیب بر پایه تورم و رشد نقدینگی سالانه بر حسب داده‌های فصلی و تورم و رشد فصلی نقدینگی می‌باشند. سایر قیود مربوط به معنی‌داری و تحلیل ارتباط میان دو متغیر مانند شکل (۳) است.

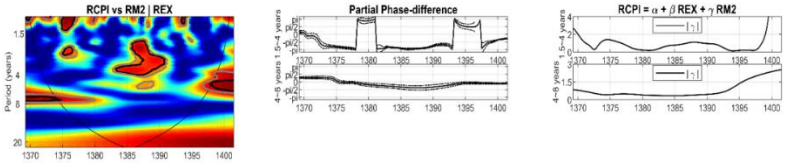
مطابق با شکل (۴)، در مقیاس‌های کم‌تر از ۸ سال ارتباط معنی‌داری میان رشد نقدینگی و تورم مشاهده می‌شود که بر حسب شدت اثرگذاری و جریان علّیت و هم‌چنین در گستره‌ی زمان تفاوت میان مقیاس‌ها وجود دارد. در مقیاس ۴-۱/۵ سال، بر اساس مشترکات بخش‌های (الف) و (ب) رابطه‌ی معنی‌داری در دوره‌های ۱۳۷۶-۱۳۷۵، ۱۳۹۳-۱۳۸۳، ۱۳۹۶-۱۳۹۵ و ۱۳۹۹-۱۳۹۸ گزارش می‌شود. بر اساس اختلاف فاز جزئی، در سه دوره نخست جریان علّیت از تورم به رشد

نقدینگی است. برای دوره‌های اول و سوم بهره موجک ضریبی کم‌تر از یک را نشان می‌دهد و برای دوره ۱۳۹۳ -۱۳۸۳ ضریب عموماً بیش‌تر از یک است. پیروی رشد نقدینگی از تورم را می‌توان به پدیده درون‌زایی پول در اقتصاد ایران نسبت داد. با این تفاوت که در دوره‌های ۱۳۷۶–۱۳۷۵ و ۱۳۹۳–۱۳۸۳ جهت علّیت معکوس می‌شود.

(الف) محاسبات سالانه بر اساس داده‌های فصلی



(ب) محاسبات بر اساس نرخ رشد و تورم فصلی



شکل ۴: همدوسی جزئی (سمت چپ)، اختلاف فاز (ستون میانی) و بهره موجک (سمت راست) میان رشد نقدینگی و تورم

توضیح: تفسیر همدوسی جزئی و نواحی معنی‌دار مانند شکل‌های (۱) و (۲) است. تفسیر اختلاف فاز برای تعیین جریان و جهت علّیت بر اساس جدول (۱) انجام می‌شود. بهره موجک جزئی تفسیری مشابه با ضریب رگرسیون دارد. در هر دو مقیاس، محور افقی نشان‌دهنده زمان است.
منبع: یافته‌های تحقیق

بر این اساس، مطابق با آن‌چه اقتصاددانان کلاسیک و نئوکلاسیک استدلال کرده‌اند، در بازه‌های مذکور اثرگذاری تورم بر رشد نقدینگی معکوس است. در سال‌های ۱۳۹۶–۱۳۹۵ جهت علّیت مستقیم است. به این ترتیب که کاهش تورم در سال‌های مذکور مطابق با آن‌چه در بخش حقایق آشکار شده تشریح شد، کاهش در نرخ رشد سطح عمومی قیمت‌ها طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۵ منجر به کاهش در رشد نقدینگی شده است.

در خلال سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹، رشد نقدینگی متأثر از کسری بودجه در سال‌های پیش ازآن و هم‌چنین انتقال ناترازی نظام بانکی به ترازنامه بانک مرکزی از یک سو و انبساط‌های پولی ناشی از سیاست‌های دوران همه‌گیری کرونا باعث شده است رشد نقدینگی با شدت زیادی در تورم بازتاب پیدا کند. به طوری که بهره موجک در دوره مذکور عددی نزدیک به یک دارد. بنابراین، در مقیاس ۴ –۱/۵ سال به دلیل سابقه درون‌زا بودن نقدینگی با هدف‌گذاری کل‌های پولی نمی‌توان انتظار کنترل تورم را داشت.

در مقیاس ۸ –۴ سال، در سه برهه‌ی ۱۳۸۰–۱۳۷۳، ۱۳۹۰–۱۳۸۵ و ۱۳۹۸–۱۳۹۷ همبستگی معنی‌داری میان رشد نقدینگی و تورم وجود دارد که می‌توان بر پایه‌ی آن رابطه علّت و معلولی و شدت آن را تفسیر کرد. تا قبل از سال ۱۳۷۶، طبق اختلاف فاز جزئی رشد نقدینگی معلول تورم بوده است که ناشی از درون‌زایی پول می‌باشد. در سایر محدوده‌ها، رابطه‌ی علّی از رشد نقدینگی به تورم برقرار است. با وجود این، اثرگذاری رشد نقدینگی بر تورم در طول زمان از لحاظ شدت تفاوت دارد. به طوری که طی سال‌های ۱۳۹۰–۱۳۸۵ بهره موجک کم‌تر از یک است. در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ بهره موجک از عدد یک تجاوز می‌کند. این مهم نشان می‌دهد، در سال‌های پایانی دهه‌ی ۱۳۹۰ رشد نقدینگی اثری شدید بر تورم داشته است. این تفاوت می‌تواند ناشی از مقدار تورم در دو بازه‌ی زمانی باشد. به طوری که در دهه ۱۳۸۰ میانگین تورم پایین‌تر از میانگین تورم در دهه ۱۳۹۰ است. بنابراین، می‌توان گفت در مقیاس ۸–۴ سال، مادامی که تورم مقدار بالایی به خود بگیرد اثرگذاری نقدینگی بر تورم شدت پیدا می‌کند. در سطوح بالای تورم، که طبق حقایق آشکار شده در اقتصاد ایران گاهاً همراه با جهش‌های نرخ ارز است، سیاست‌گذار اقداماتی نظیر شدیدتر ساختن قیمت‌گذاری دستوری، سرکوب نرخ ارز، تسهیلات تکلیفی و شدت یافتن یارانه‌های آشکار و پنهان را به منظور کنترل تورم در پیش می‌گیرد. این اقدامات پرتکرار و کم دامنه قطع نظر از آثار مخربی که بر سایر وجوه اقتصاد دارد، منجر به ناترازی و تشدید کسری بودجه دولت و نظام بانکی می شود که مأمن هر دوی آن‌ها نقدینگی است. به طوری که از مجاری متعددی پایه‌ی پولی تحت تأثیر قرار گرفته و رشد نقدینگی شدت می‌یابد. این مهم باعث می شود مادامی که تورم شدت می‌گیرد، رشد نقدینگی نیز افزایش یافته و انعکاس بیش‌تری در سطح عمومی قیمت‌ها داشته باشد. از سوی دیگر، ویژگی متمایزکننده دهه‌ی ۱۳۹۰ کاهش درآمدهای نفتی دولت است که باعث شد واردات نتواند اثر رشد نقدینگی بر تورم را خنثی سازد. بنابراین، می‌توان گفت در صورتی که تورم مقدار بالاتر از میانگین داشته باشد و درآمدهای نفتی نتوانند سهم واردات را به منظور جذب نقدینگی بالا ببرند، اثر نقدینگی بر تورم شدت خواهد یافت.

در رابطه با مقیاس‌ها و سال‌هایی که ارتباط میان تورم و رشد نقدینگی قطع شده است، می‌توان دلایلی نظیر بالا بودن نسبت واردات به واسطه درآمدهای نفتی و سهم قابل توجه اقتصاد

زیرزمینی را مطرح کرد[1]. با کاهش درآمدهای نفتی بنا بر نتایج حاصله می‌توان ادعا کرد اثرگذاری رشد نقدینگی از دهه سال‌های انتهایی دهه ۱۳۹۰ مجدداً آغاز شده است که می‌تواند بخشی از شتاب و فاصله گرفتن تورم از میانگین بلندمدت آن را توضیح دهد.

٤-٥- جمع‌بندی و مقایسه‌ی نتایج

جدول‌های (۲) و (۳) به جمع‌بندی نتایج حاصل از همدوسی جزئی، اختلاف فاز جزئی و بهره موجک جزئی اختصاص یافته‌اند.

جدول ۲: جمع‌بندی نتایج مربوط به اثرگذاری رشد نقدینگی و نرخ ارز بر تورم

رابطه / مقیاس زمانی	اثرگذاری رشد نرخ ارز بر تورم		اثرگذاری رشد نقدینگی بر تورم	
	محدوده زمانی	بهره موجک	محدوده زمانی	بهره موجک
۴-۱/۵ سال	۱۳۸۰	کم‌تر از ۰/۵	۱۳۹۹-۱۳۹۸	یک
	۱۳۹۰-۱۳۹۲			
	۱۳۹۷- ۱۳۹۹			
۸-۴ سال	۱۳۹۸-۱۳۷۶	کم‌تر از ۰/۵	۱۳۸۰-۱۳۷۶	۰/۵
			۱۳۹۰-۱۳۸۵	۰/۵
			۱۳۹۹-۱۳۹۸	بیش‌تر از یک

منبع: یافته‌های تحقیق

با بررسی مقایسه‌ای نتایج خلاصه شده در جدول (۲) موارد زیر نتیجه‌گیری می‌شود:

- ضریب اثرگذاری رشد نرخ ارز بر تورم بر خلاف ضریب رشد نقدینگی در مقیاس‌های مختلف با ثبات است. از این رو، می‌توان با ثبات بخشیدن به بازار ارز و اجتناب از سرکوب و متعاقباً جهش آن، آثار این متغیر بر تورم را پیش‌بینی و حداقل ساخت.
- در سال‌های انتهایی دهه‌ی ۱۳۹۰، اثرگذاری نقدینگی بر تورم در مقیاس‌های مختلف به اوج می‌رسد. علاوه بر این، همواره اثرگذاری

[1]. لازم به ذکر است نتیجه حاصله به معنی قطع ارتباط دائمی میان رشد نقدینگی و تورم نیست. رشد مستمر نقدینگی و آثار مخرب آن در اقتصاد ایران دلایل متعددی دارد که عدم استقلال بانک مرکزی یکی از مهم‌ترین آن‌ها است. به طوری که کسری بودجه و ناترازی نظام بانکی به صورت‌های مختلف به ترازنامه بانک مرکزی منتقل می‌شود که نتیجه آن رشد نقدینگی می‌باشد. شرایط اقتصاد ایران در برخی مواقع باعث قطع ارتباط میان رشد نقدینگی و تورم شده است که تحقیق حاضر آن را نمایان ساخت. علل این نتیجه، در ادامه مقاله گزارش شده است.

رشد نقدینگی در محدوده‌های معنی‌دار مشترک، بیش‌تر از رشد نرخ ارز می‌باشد.

جدول ۳: جمع‌بندی نتایج مربوط به اثرگذاری تورم بر رشد نقدینگی و نرخ ارز

رابطه / مقیاس زمانی	اثرگذاری تورم بر رشد نرخ ارز		اثرگذاری تورم بر رشد نقدینگی	
	محدوده زمانی	بهره موجک	محدوده زمانی	بهره موجک
۴–۱/۵ سال	–	–	۱۳۷۶–۱۳۷۵	کوچک‌تر از ۱-
			۱۳۹۳–۱۳۸۳	حدود ۱-
			۱۳۹۶–۱۳۹۵	بین صفر و ۰/۵
۸–۴ سال	–	–	۱۳۷۳-۱۳۷۶	بین ۰/۵ و ۰/۷۵

منبع: یافته‌های تحقیق

طبق جدول (۳)، تورم اثر علّی بر رشد نرخ ارز ندارد. اما، اثرگذاری آن بر رشد نرخ ارز در مقیاس‌ها و مقاطع مختلف رخ داده است. به طوری که در مقیاس ۸–۴ سال، جهت علّیت همواره مثبت است اما در مقیاس ۴–۱/۵ سال دو متغیر در برخی مقاطع علّیت معکوس را تجربه کرده‌اند. در رابطه با علّیت مستقیم، با توجه به این‌که در دوره‌های ۱۳۷۶–۱۳۷۳ و ۱۳۹۶–۱۳۹۵ تورم پس از تجربه‌ی نرخ های بالاتر از میانگین خود آهنگ نزولی در پیش گرفته است، می‌توان گفت در صورتی که تورم بعد از اوج گرفتن روند نزولی در پیش گیرد، رشد نقدینگی نیز به تبع آن در مقیاس‌های مختلف کاهش خواهد یافت. از منظر سیاست‌گذاری، هدف‌گذاری رشد نقدینگی و هم‌چنین ابزار قرار دادن آن به دلیل امکان تبعیت این متغیر از تورم، امکان دارد با نتایج غیر منتظره‌ای همراه باشد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پایان نظام برتون وودز در سال ۱۹۷۳، تغییرات نرخ ارز را به مسأله‌ای مهم در تحلیل سیاست‌های اقتصادکلان مبدل کرد. این موضوع برای کشورهای در حال توسعه به دلیل انتخاب صور مختلف نظام نرخ ارز انعطاف پذیر، اهمیت ویژه‌ای دارد. از آن زمان تا کنون، اهمیت حیاتی ثبات نرخ ارز در دست یابی به اهداف کانونی سیاست پولی (ثبات قیمت و رشد اقتصادی) و در نتیجه عملکرد اقتصادکلان در مباحث نظری و تجربی حمایت شده است. در این میان، یکی از نگرانی‌های اقتصاددانان و سیاست‌گذاران در خصوص نوسان نرخ ارز به آثار تورمی آن معطوف

است (دورنبوش، ۱۹۸۶). کما این‌که، مطالعات تجربی (به طور مثال لوپز و همکاران[1]، ۲۰۱۷) فشار تورمی تغییرات نرخ ارز را در کشورهای در حال توسعه به عنوان منبعی مهم معرفی کرده‌اند. بنابراین، درک رفتار و ارتباط علّی میان تورم و نرخ ارز در پیاده‌سازی سیاست پولی بسیار مفید است. از سوی دیگر، نقدینگی به عنوان متغیری که نقشی ویژه در پویایی‌های تورم دارد مطرح است. علاوه بر این، از منظر سیاست‌گذاری توجه به این متغیر در طول زمان تحولات زیادی را به خود دیده است. با توجه به اهمیت این دو متغیر در توضیح پویایی‌های تورم و سیاست‌گذاری‌های پولی، تحقیق حاضر بررسی رابطه‌ی میان رشد نقدینگی و نرخ ارز با تورم را به عنوان هدف خود معرفی کرد. برای این منظور از داده‌های فصلی ۱۴۰۱:۰۲–۱۳۶۹:۰۲ و تبدیل موجک پیوسته استفاده شد. وجه تمایز تحقیق حاضر، به کارگیری ابزار همدوسی چندگانه، همدوسی جزئی، اختلاف فاز جزئی و بهره موجک جزئی بود. نتایج حاصل از همدوسی چندگانه نشان داد در بستر زمان و در افق‌های کم‌تر از ۸ سال رشد نقدینگی و نرخ ارز به طور هم‌زمان توضیح دهنده‌ی مناسبی برای تغییرات تورم هستند (مشابه ضریب تعیین در رگرسیون). همدوسی، اختلاف فاز و بهره موجک جزئی نشان دادند رشد نرخ ارز در تمامی مقیاس‌ها (تا ۸ سال) و در طول زمان فشار تورمی ایجاد می‌کند که ضریب مربوط به آن کم‌تر از ۰/۵ است. نتیجه به دست آمده در راستای آن چیزی است که برکچیان و همکاران (۱۳۹۹) گزارش کرده‌اند. با این تفاوت که در تحقیق حاضر اختلاف فاحشی میان اثرگذاری نرخ ارز بر تورم در مقیاس‌های مختلف (علی‌الخصوص بعد از سال‌های میانی دهه ۱۳۸۰) وجود ندارد. رشد نقدینگی و تورم رابطه ناپایداری را از لحاظ شدت، جهت و جریان علّیت تجربه کرده‌اند. به طوری که در مقیاس ۴–۱/۵ سال، در سال‌های انتهایی دهه ۱۳۹۰ رشد نقدینگی اثرگذاری شدیدی بر تورم داشته است. در افق ۸–۴ سال، در دوره‌های ۱۳۸۰–۱۳۷۶، ۱۳۹۰–۱۳۸۵ و ۱۳۹۹–۱۳۹۸ نیز این الگو تکرار شده است، با این تفاوت که از شدت کاسته شده است. این مهم، ناشی از شرایط تورمی و بودجه دولت می‌باشد. پیروی نقدینگی از تورم نیز در مقیاس‌های مختلف به وقوع پیوسته که می‌توان آن را به درون‌زایی پول در اقتصاد ایران نسبت داد. نتیجه به دست آمده در خصوص درون‌زایی نقدینگی با آن‌چه احسانی و طاهری بازخانه (۱۳۹۷) گزارش کرده‌اند، هم راستا است. در خصوص عدم اثرگذاری نقدینگی در افق‌های

[1]. Lopes et al.

بیش‌تر از ۸ سال نیز نتیجه گزارش شده مطالعه فرخی بالاجاده و همکاران (۱۴۰۰) در تحقیق حاضر تأیید شد. اما، در افق‌های کم‌تر از ۸ سال نتایج دو مطالعه در تناقض هستند که می‌تواند به دلیل ابزار متفاوت جداسازی آثار رشد نرخ ارز باشد.

نتایج حاصله دو دلالت سیاستی مهم در بر دارد:

۱. مادامی که رشد نرخ ارز و نقدینگی فشار تورمی ایجاد می‌کنند، اثرگذاری نرخ ارز همواره کم‌تر است و از ثبات برخوردار می‌باشد. بنابراین، از یک سو پیشنهاد می‌شود تغییرات نرخ ارز در پویایی تورم مد نظر سیاست‌گذار قرار گیرد. این مهم، بر خلاف رویه‌ی جاری که عمدتاً با الگوی سرکوب و جهش ناشی از ناتوانی در سرکوب رخ می‌دهد به وقوع نخواهد پیوست. از این رو، مقتضی است به جای لنگر اسمی قرار دادن نرخ ارز، سیاست‌گذار متعهد به حفظ ثبات در رشد نرخ ارز شود تا آثار تورمی کم‌تری بروز پیدا کند.

۲. رشد نقدینگی اگرچه در تمامی سال‌ها فشار تورمی ایجاد نکرده است (به دلیل جذب آن توسط واردات به پشتوانه‌ی درآمدهای نفتی در برخی سال‌ها و حجم بالای اقتصاد زیرزمینی)، اما مادامی که این ارتباط برقرار شود، آثار شدید و مخربی بر سطح عمومی قیمت‌ها دارد. بنابراین، ضروری است جلوگیری از ایجاد انتقال ناترازی‌ها در اقتصاد و پولی کردن آن‌ها قطع نظر از افق‌گذاری بر تورم و انتظار آثار آنی مد نظر قرار گیرد. در این مسیر، کاهش کسری بودجه و عدم تعادل در نظام بانکی به عنوان دو منبع انبساط نقدینگی ضروری است. علاوه بر این، نظر به مسبوق به سابقه بودن پیروی نقدینگی از تورم، هدف‌گذاری رشد نقدینگی و هم‌چنین ابزار قرار دادن آن برای هدایت سیاست پولی به تنهایی کفایت نمی‌کند. از این رو، ضروری است علاوه بر به کارگیری ابزار متداول سیاست پولی (نرخ بهره)، کنترل کل‌های پولی نیز مد نظر قرار گیرد تا سیاست پولی به اهداف اصیل خود نائل آید. در این راستا، پیشنهاد می‌شود به جای تمرکز مطلق بر نقدینگی، اجزای تشکیل دهنده این متغیر و ترکیب آن نیز مد نظر قرار گیرد. از این رو، پژوهشگرانی که قصد دارند در این زمینه تحقیق نمایند، می‌توانند هم‌حرکتی و پویایی‌های میان اجزای تشکیل‌دهنده‌ی نقدینگی و تورم را بررسی نمایند.

References

Aguiar-Conraria, L. Azevedo, N. & Soares, M.J. (2008). "Using Wavelets to Decompose the Time-Frequency Effects of Monetary Policy". Physica A: Statistical Mechanics and its Applications **387**: 2863–2878.

Aguiar-Conraria, L. Martins, M. M. & Soares, M. J. (2020). "Okun's Law across Time and Frequencies". Journal of Economic Dynamics and Control **116**: 1-15.

Aguiar-Conraria, L. Martins, M. M. & Soares, M. J. (2018). "Estimating the Taylor Rule in the Time-Frequency Domain". Journal of Macroeconomics **57**: 122-137.

Alves, W. L. & Ferreira, R. T. (2023). "Phillips Curve and the Exchange Rate Pass-Through: A Time–Frequency Approach". Empirical Economics **64(5)**: 1-17.

Amisano, G. & Fagan, G. (2013). "Money Growth and Inflation: A Regime Switching Approach". Journal of International Money and Finance **33**: 118-145.

Asgharpur, H. Kazerooni, A. Mirani, N. (2015). "The Impact of Inflationary Environment on Exchange Rate Pass- Through to the Import Price Index in Iran". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics* **2**(2): 155-178. (In Persian)

Barakchian, S. M. & Barkish, A. (2021). "Exchange Rate Pass-Through in Iran: Exchange Rate Effects on the Consumer Price Index". Journal of Economic Research and Policies **28**(96): 33-64. (In Persian)

Beck, G. W. & Wieland, V. (2007). "Money in Monetary Policy Design: A Formal Characterization of ECB-Style Cross-Checking". Journal of the European Economic Association **5**(2-3): 524-533.

Bekiros, S. Muzaffar, A. T. Uddin, G. S. & Vidal-García, J. (2017). "Money Supply and Inflation Dynamics in the Asia-Pacific Economies: A Time-Frequency Approach". Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics **21**(3): 20160051.

Benati, L. (2009). "Long-Run Evidence on Money Growth and Infllation". European Central Bank Working Paper Series.

Campa, J. M. & Goldberg, L. S. (2005). "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices". Review of Economics and Statistics **87**(4): 679-690.

Christiano, L. Motto, R. Rostagno, M. (2007). "Two Examples Why Money and Credit may be Useful for Monetary Policy". European Central Bank Working Paper Series.

Comunale, M. and Kunovac, D. (2017). "Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area". European Central Bank Working Paper Series.

Ditimi, A. Sunday, K. & Onyedikachi, O. E. E. (2017). "The Upshot of Money Supply and Inflation in Nigeria". Valahian Journal of Economic Studies **8**(2): 75-90.

Dornbusch, R. (1976). "Expectations and Exchange Rate Dynamics: Journal of Political Economy **84**(6): 1161-1176.

Dornbusch, R. (1986). "Flexible Exchange Rates and Excess Capital Mobility". Brookings Papers on Economic Activity **1986**(1): 209-226.

Ehsani, M. A. & Taheri Bazkhaneh, S. (2018). "The Application of Continuous Wavelet Transform in Discovering the Dynamics of the Causal Relationship between Liquidity and its Components with Inflation: a Case Study of Iran". *Journal of Economic Research* ***53***(2): 235-278. (In Persian)

Farrokhi Balajade, H. Khochiani, R. & Asayesh, H. (2021). "Explaining the Comovement of Monetary Base, Liquidity and Inflation in the Iranian Economy, by Comparing the Performance of Discrete and Continuous Wavelet Analysis". The Journal of Economic Studies and Policies **8**(2): 278-299. (In Persian)

Forbes, K. Hjortsoe, I. & Nenova, T. (2018). "The Shocks Matter: Improving Our Estimates of Exchange Rate Pass-Through". Journal of International Economics **114**: 255-275.

Frankel, J. A. (1992). "Monetary and Portfolio-Balance Models of Exchange Rate Determination". In *International Economic Policies and Their Theoretical Foundations* (pp. 793-832), Cambridge: Academic Press.

Frenkel, J. A. (1977). "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence". In *Flexible Exchange Rates and Stabilization Policy* (pp. 68-92), London: Palgrave Macmillan UK.

Friedman, M. (1995). "The Role of Monetary Policy". In *Essential Readings in Economics*, London: Macmillan education.

Friedman, M. & Schwartz, A. J. (2008). *A Monetary History of the United States*, Princeton: Princeton University Press.

Goldberg, L. S. & Campa, J. M. (2010). "The Sensitivity of the CPI to Exchange Rates: Distribution Margins, Imported Inputs, and Trade Exposure". The Review of Economics and Statistics **92**(2): 392-407.

Grauwe, P. D. & Polan, M. (2005). "Is Inflation Always and Everywhere A Monetary Phenomenon?". Scandinavian Journal of Economics **107**(2): 239-259.

Hofmann, B. (2009). "Do Monetary Indicators Lead Euro Area Inflation?". Journal of International Money and Finance **28**(7): 1165-1181.

Jiang, C. Chang, T. & Li, X. L. (2015). "Money Growth and Inflation in China: New Evidence from a Wavelet Analysis". International Review of Economics & Finance **35**: 249-261.

Kahn, G. A. & Benolkin, S. (2007). "The Role of Money in Monetary Policy: Why Do the Fed and ECB See it so Differently?". Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City **92**(3): 5.

Kamalian, A. Zamani, Z. Amirali, M. Mobini Dehkordi, M. (2020). "Analyzing the Different Effects of Endogenous and Exogenous Money Supply on Inflation: A Spectral Analysis Approach". The Economic Research **20**(3): 57-77. (In Persian)

Kaufmann, S. and Kugler, P. (2008). "Does Money Matter for Infllation in the Euro Area?". Contemporary Economic Policy **26**(4): 590–606.

Laflèche, T. (1997). "The Impact of Exchange Rate Movements on Consumer Prices". Bank of Canada Review **1996** (Winter): 21-32.

Lopes, C. Hamdok, A. & Elhiraika, A. (Eds.). (2017). *Macroeconomic Policy Framework for Africa's Structural Transformation*, Berlin: Springer.

MacDonald, R. (2007). *Exchange Rate Economics: Theories and Evidence*, New York: Routledge.

McCallum, B. (2001). "Monetary Policy Analysis in Models without Money". NBER Working Paper.

Nelson, E. (2003). "The Future of Monetary Aggregates in Monetary Policy Analysis". Journal of Monetary Economics **50**(5): 1029-1059.

Phillips, A. W. (1958). "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957". Economica **25**(100): 283-299.

Roberts, J. M. (1995). "New Keynesian Economics and the Phillips Curve". Journal of Money, Credit and Banking **27**(4): 975-984.

Ryczkowski, M. (2021). "Money and Inflation in Inflation-Targeting Regimes–New Evidence from Time–Frequency Analysis". Journal of Applied Economics **24**(1): 17-44.

Saboori Deilami, M. H. Bashiri, S. & ValiBeigi, H. (2021). "Comovement of Exchange Rate and Price Indicators in Iran: An Application of Economic Physics in the Study of Mutual Relationships". *The Journal of Economic Studies and Policies* ***8***(2): 88-113. (In Persian)

Tastan, H. & Sahin, S. (2020). "Low-Frequency Relationship between Money Growth and Inflation in Turkey". Quantitative Finance and Economics **4**(1): 91-120.

Taylor, J. B. (1993, December). "Discretion versus Policy Rules in practice". In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 39, pp. 195-214). North-Holland.

Taylor, J. (2000). "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms". European Economic Review **44**: 1389–1408.

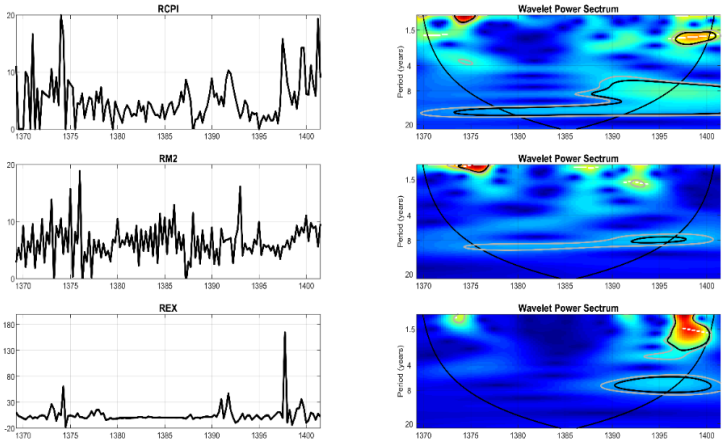
Thornton, D. L. (2014). "Monetary Policy: Why Money Matters (and Interest Rates Don't)". Journal of Macroeconomics **40**: 202-213.

Tursoy, T. & Muhammad, M. I. (2020). "Lead-Lag and Relationship between Money Growth and Inflation in Turkey: New Evidence from a Wavelet Analysis". Theoretical and Practical Research in the Economic Fields **11**(1): 47-57.

Verona, F. (2020). "Investment, Tobin's Q, and Cash Flow across Time and Frequencies". Oxford Bulletin of Economics and Statistics **82**(2): 331-346.

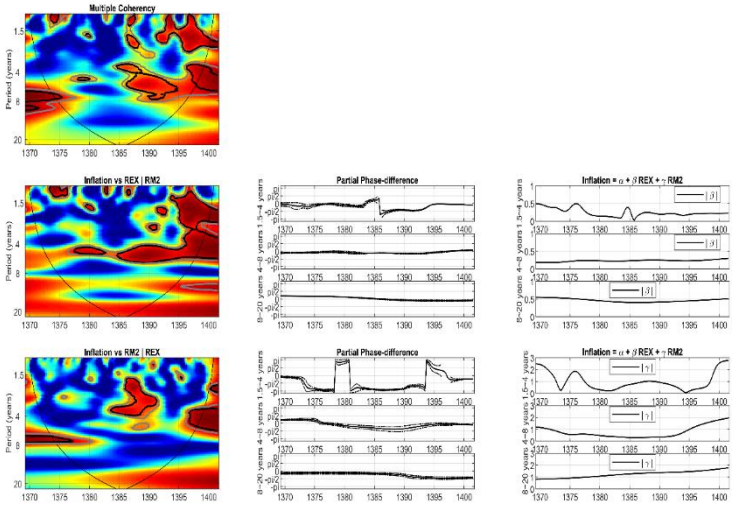
Wen, Y. (2005). "Understanding the Inventory Cycle". Journal of Monetary Economics **52**(8): 1533-1555.

پیوست



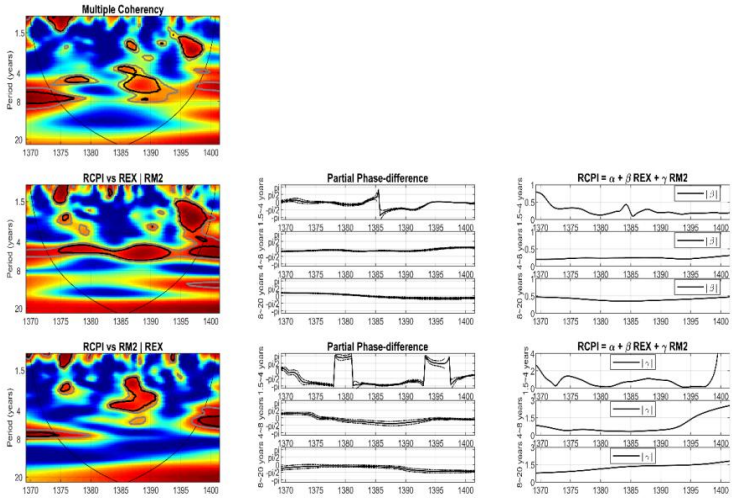
شکل (الف) سری‌های زمانی و طیف توان موجک برای تورم فصلی و رشد فصلی نقدینگی و نرخ ارز

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل (ب) خروجی یکپارچه نرم‌افزار متلب برای تورم و رشد نقدینگی و نرخ ارز با استفاده از داده‌های فصلی

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل (ج) خروجی یکپارچه نرم‌افزار متلب برای تورم فصلی و رشد فصلی نقدینگی و نرخ ارز

منبع: یافته‌های تحقیق

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 149-170

The economic effects of the arrival of domestic tourists in Isfahan province, two regional input-output approach

Elham Opera Jouneghani[1], Zahra Nasrollahi* [2]

Received: 22-12-2022 Accepted: 27-06-2023

Extended Abstract

Purpose: Improving economic conditions and the quality of life is part of the goal of achieving economic development. The tourism industry as a dynamic industry with distinct characteristics can share an important part of the countries' economic and production activities.
In this respect, the tourism sector can play an important role as a driving force of economic development. The impact that this industry can have in different stages of economic development depends on the specific characteristics of the country. Given the complexity of tourism consumption, its economic impact is felt widely in other production sectors, contributing in each case to achieving the aims of accelerated development. The tourism industry affects the economic growth of countries in both direct and indirect ways. Tourism can contribute to the goal of the balanced development of different regions in a country because the income from it can lead to economic growth and the balanced development of different regions of a country by creating jobs, boosting economic activities and generating income. Therefore, it is important to identify the economic effects of tourism development in different regions of the country according to the local capacities. With its rich history and ancient civilization, Isfahan has many historical and religious monuments and is considered as one of the centers of tourism in the center of the country. Therefore, considering the potential of Isfahan, the question to rise is 'how can tourism in this city affect the local economy?' In this regard, the current research measures the effectiveness of domestic tourism in Isfahan Province on the production of the province and the national economy. To this end, the two-region input-output approach is used.

Methodology: Over the past decades, introducing the concept of regional planning and applications of the input-output model in this context have led researchers and policy-makers to consider regional input-output tables more seriously. Since survey-based methods of providing input-output tables are expensive and time-consuming and regional data are poor in Iran, non-survey based methods, especially location

[1]. Master in Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. Email: elhamoperaj@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Professor of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. Email: nasr@yazd.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 149-170

quotient (LQ), are the most common methods for providing regional input-output tables in this country. In recent years, LQ method and its various functions have significantly evolved, and the SFLQ function has been introduced.
Among the methods of spatial contribution, the industrial specific spatial contribution method of Flag SFLQ has been used to extract a provincial input-output table. This can maximize the number of spatial economy factors included in the coefficient of spatial contribution. It can also minimize statistical errors. Furthermore, the two-regional input-output table model has been used to investigate the effect of tourism expenditures on the production in Isfahan Province and the national economy. So, a two-region input-output table, production coefficients and spillover effects have been estimated.
Considering the tourists' investment in the export of Isfahan Province and an increase in the final demand of the province (ΔY^{ER}), the rise of production due to the arrival of domestic tourists in Isfahan Province is estimated with Equation:

$$\begin{bmatrix}\Delta X^{E}\\ \Delta X^{R}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}B^{EE} & B^{ER}\\ B^{RE} & B^{RR}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta Y^{ER}\\ 0\end{bmatrix}$$

The production effect of the domestic tourism in the province is evaluated through Equation:

$$\Delta X^{E}=B^{EE}\Delta Y^{ER}$$

The productive spillover effect of the arrival of domestic tourists in Isfahan Province on other national economic sectors is equal to $B^{RE}\Delta Y^{ER}.\Delta X^{R}$.
This is how the effectiveness of domestic tourism in Isfahan on the production of the province and the national economy is estimated.

Findings and Discussion: In the current research, the effect of domestic tourists entering Isfahan Province was studied using a two-region input-output table. Therefore, firstly, the table is estimated for Isfahan Province and the other national economies at the level of 20 sectors using the SFLQ method. Then, after calculating the multiplier coefficients of production, the effect of the arrival and expenditure of domestic tourists in Isfahan on the national economy and the economy of the province is examined. Calculation of extra-regional or spillover effects for both regions is also done in this research. The results of the research show that the arrival of domestic tourists in Isfahan Province in 201٦ increased the production of this province by 4325 billion Rials. The arrival of domestic tourists in Isfahan not only increased the production of the province but also had an extra-regional impact of 69 billion Rials on production. As a result, the effect of tourists entering in the province at the national level, which is obtained from its total effect on Isfahan and the other national economies, is 4394 billion Rials. In addition, based on the results of the research, "Other Services" and "Transportation" sectors have been most affected by the arrival of domestic tourists. Next to them, the "Food, Beverage and Tobacco Industries" sector is prioritized. These results are not far from expected because the arrival of tourists is mostly under the service sectors including accommodation costs, cultural and sports costs, costs of buying souvenirs, etc., and costs including those related to transportation and food.

Conclusion and Policy Implications: Given the broad role of tourism in economic prosperity, the purpose of the present study is to answer the question ‘What is the impact

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 149-170

of incoming tourism in Isfahan Province on the production of that region and other regions?' To this end, the national input-output table of 2016, published by the Central Bank, was prepared based on the method of generalized SFLQ spatial contribution in twenty sections and for two regions of the province and other national economies. Then, the effectiveness of domestic tourism in Isfahan was examined. The results of the present study show that the entry of tourists into an area, in addition to affecting the production of the region itself, has an external impact on other national economies.

The results of the research also show that the arrival of domestic tourists in Isfahan Province in 2016 increased the production of this province by 4325 billion Rials. In addition, it not only increased the production of Isfahan but also had an extra-regional impact of 69 billion Rials on production.

Keywords: Tourism, Two Regional Input-Output Table, Production, Isfahan.

JEL Classification: R2, Z32

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: ۱۴۹-۱۷۰

اثرات اقتصادی ورود گردشگران داخلی به استان اصفهان، رویکرد داده – ستانده دو منطقه‌ای

الهام اپراجونقانی [۱]، زهرا نصراللهی * [۲]

دریافت: ۰۱-۱۰-۱۴۰۱ پذیرش: ۰۶-۰۴-۱۴۰۲

چکیده

امروزه رشد اقتصادی و برخورداری از سطح رفاه بالاتر، به یکی از اهداف اساسی کشورها تبدیل شده است. گردشگری به لطف بهبود تکنولوژی و رشد درآمدهای مردم، به ابزار مناسبی برای تامین این هدف تبدیل شده است. از آن‌جا که اطلاع از میزان تاثیرگذاری این صنعت بر رشد فعالیت‌های اقتصادی در یک منطقه امکان برنامه‌ریزی مناسب در این حوزه را ایجاد می‌کند، هدف از پژوهش حاضر پاسخ‌گویی به این سؤال است که: تأثیر گردشگران ورودی یک منطقه بر تولید آن منطقه و سایر مناطق به چه میزان است؟ بدین منظور جدول داده- ستانده‌ی ملی سال ۱۳۹۵ منتشر شده توسط بانک مرکزی بر اساس روش سهم مکانی تعمیم‌یافته SFLQ در بیست بخش و برای دو منطقه استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی تهیه شد. سپس میزان اثربخشی گردشگری داخلی استان اصفهان مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از پژوهش حاضر نمایانگر این است که ورود گردشگران داخلی به استان اصفهان در سال ۱۳۹۵ تولید این استان را به اندازه ۴۳۲۵ میلیارد ریال افزایش داده است. علاوه بر این ورود گردشگران داخلی به استان اصفهان نه‌تنها تولید استان اصفهان را افزایش داده بلکه تأثیر برون منطقه‌ای به‌اندازه ۶۹ میلیارد ریال بر تولید داشته است. در نتیجه اثر ورود گردشگران به استان اصفهان در سطح ملی که از مجموع اثر در استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی به دست می‌آید ۴۳۹۴ میلیارد ریال برآورد شده است. علاوه بر این بخش‌های «سایر خدمات» و «حمل و نقل» بیشترین تاثیرپذیری از ورود گردشگران داخلی را داشته‌اند و بعد از آن بخش «صنایع محصولات غذایی، آشامیدنی و دخانیات» در اولویت قرار دارد.

واژگان کلیدی: گردشگری، جدول داده ستانده دو منطقه‌ای، تولید، اصفهان.

طبقه‌بندی JEL: R2، Z32.

[۱]. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران. elhamoperaj@gmail.com

[۲]. نویسنده مسئول. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران. nasr@yazd.ac.ir

۱- مقدمه

بهبود شرایط اقتصادی و ارتقاء کیفیت زندگی، از جمله اهداف دستیابی به توسعه اقتصادی است. صنعت گردشگری به‌عنوان صنعتی پویا و دارای ویژگی‌های بارز و منحصر به فرد، می‌تواند بخش مهمی از فعالیت‌های اقتصادی و تولیدی کشورها را به خود اختصاص دهد. این صنعت به عنوان یکی از منابع درآمد و ایجاد اشتغال در سطح ملی و محلی می‌تواند رهیافتی برای توسعه اقتصادی باشد. صنعت گردشگری به دو صورت مستقیم و غیر مستقیم بر رشد اقتصادی کشورها تأثیر می‌گذارد. که شکل مستقیم آن به صورت ایجاد درآمد حاصل از ورود گردشگران، افزایش تقاضای داخلی و اثرگذاری بر روی اشتغال یک کشور است (پارسا، ۱۳۸۷) و شکل غیر مستقیم آن رونق فعالیت‌های مرتبط با گردشگری است. با افزایش تقاضای گردشگران برای محصولات یک منطقه، تولیدات آن رشته فعالیت‌ها، اشتغال و درآمد ناشی از آن افزایش می‌یابد. پس رونق گردشگری می‌تواند برای مقابله با معضلاتی چون نرخ بیکاری بالا، فقر و توسعه اقتصادی به کار گرفته شود.

یکی دیگر از دلایلی که توجه به گردشگری را حائز اهمیت می‌سازد، ناهمگونی‌های منطقه‌ای است که در بیشتر کشورهای در حال توسعه وجود داشته و نه تنها باعث نارضایتی‌های اجتماعی شده بلکه فرآیند توسعه یک کشور را با چالش‌های اساسی مواجه می‌کند. از این رو شناخت نابرابری‌ها و بی‌عدالتی‌ها در چارچوب محدوده جغرافیایی مختلف و در نتیجه پی بردن به اختلافات و تفاوت‌های موجود و سیاست‌گذاری در جهت رفع و کاهش نابرابری‌ها از وظایف اساسی متولیان توسعه مناطق بشمار می‌آید (فارسی و افشاری، ۱۳۹۸). گردشگری از این جهت که درآمدهای حاصل از گردشگری در همان مناطق، صرف شده و می‌تواند با ایجاد اشتغال، رونق فعالیت‌های اقتصادی و درآمدزایی منجر به رشد اقتصادی و توسعه متوازن مناطق مختلف یک کشور شود، می‌تواند به هدف توسعه متوازن مناطق مختلف یک کشور کمک کند. از این رو شناسایی و توجه به آثار اقتصادی توسعه گردشگری در مناطق مختلف کشور با توجه به ظرفیت‌های محلی حائز اهمیت است. شناسایی آثار ورود گردشگران به یک منطقه می‌تواند اطلاعات مفیدی در اختیار برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران منطقه‌ای قرار دهد. در این راستا هدف مطالعه حاضر بررسی آثار ورود گردشگران داخلی به شهر اصفهان است.

یکی از شهرهای مورد توجه گردشگران در حوزه تاریخی، شهر اصفهان است. این شهر به

علت برخورداری از تاریخ و تمدن کهن، آثار تاریخی و مذهبی فراوانی را در خود جای داده است و از این لحاظ یکی از محورهای گردشگری در مرکز کشور محسوب می شود. این استان با بیش از ۲۲ هزار بنا و اثر تاریخی که یک هزار و ۸۵۰ مورد آن به ثبت ملی و هفت اثر، میدان نقش جهان، کاخ چهل ستون، باغ فین کاشان و مسجد جامع و سه قنات، وزوان، مزد آباد و مون به ثبت جهانی رسیده، کانون توجه گردشگران خارجی و داخلی است. لذا این سؤال مطرح است که، با در نظر گرفتن پتانسیل‌های شهر اصفهان رونق گردشگری در این شهر چگونه قادر است اقتصاد محلی را تحت تأثیر قرار دهد، در این راستا پژوهش حاضر به سنجش میزان اثربخشی گردشگری داخلی استان اصفهان بر تولید استان و اقتصاد ملی با رویکرد داده-ستانده دو منطقه‌ای می‌پردازد. بدین منظور جدول داده- ستانده‌ی ملی سال ۱۳۹۵ منتشر شده توسط بانک مرکزی بر اساس روش سهم مکانی تعمیم‌یافته SFLQ در بیست بخش و برای دو منطقه استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی تهیه شد. سپس به سنجش میزان اثربخشی گردشگری داخلی استان اصفهان پرداخته شده است. به منظور دستیابی به اهداف فوق، محتوای مقاله در شش بخش زیر سازمان‌دهی شده است: پس از مقدمه، به مبانی نظری در بخش دوم و پیشینه پژوهش در بخش سوم اشاره می شود. بخش چهارم شامل روش‌شناسی پژوهش و مراحل تهیه ضرایب داده ستانده دو منطقه‌ای است. بخش پنجم شامل پایه‌های آماری، برآورد مدل و تحلیل نتایج است. و در بخش پایانی نتیجه‌گیری و جمع‌بندی نهایی ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

رشد اقتصادی و تأمین رفاه از جمله اهداف جوامع مختلف است. صنعت گردشگری از جمله صنایعی است که با ایجاد منافع مستقیم و غیر مستقیم متعدد می‌تواند ابزار مناسبی برای نیل به این هدف باشد. امروزه گردشگری داخلی فعالیتی است که نقش اقتصادی آن بر رشد تولید، اشتغال، رونق صنایع داخلی، افزایش درآمدهای مالیاتی از محل فعالیت‌های اقتصادی مرتبط با گردشگری، ایجاد تعادل منطقه‌ای، تعدیل ثروت، دگرگون ساختن فعالیت‌های اقتصادی و سوق دادن درآمد از مناطق شهری به روستاها و نهایتاً جلوگیری از برون کوچی روستاییان بر کسی پوشیده نیست (بزاران و آزاددانا، ۱۳۹۷). گردشگری داخلی موجب انتقال پول و جمعیت به سوی مراکز شهری که پتانسیل گردشگری دارند می‌شود و در تنوع

و ارتقای کیفیت محصولات به اقتصاد شهری و استانی نیز حائز اهمیت است. به عبارتی مخارجی که توسط گردشگران در داخل یک کشور انجام می‌شود برای آن کشور در حکم صادرات بوده و می‌تواند اثرات تکاثری ایجاد و به رشد اقتصادی منجر می‌شود که این رشد خود می‌تواند زمینه‌ساز ایجاد اشتغال و درآمد بیشتر در آینده باشد.

صنعت گردشگری دارای آثار مستقیم و غیر مستقیم متعددی است که می‌تواند بر رشد اقتصادی یک منطقه تأثیرگذار باشد. «اثرات مستقیم» گردشگری شامل هزینه‌های مستقیم صورت گرفته توسط گردشگر برای خرید کالاها و خدمات، پرداخت هزینه‌های اقامتگاه، مراکز غذایی و رستوران‌ها، خرید خرده‌فروشی، حمل‌ونقل و تفریحات در مقصدها است. در مقابل بخشی از درآمدهای به دست آمده برای خرید کالاها و خدمات واسطه جهت ایجاد محصولات گردشگری استفاده می‌شود که به آن‌ها تقاضای واسطه‌ای می‌گویند. مابقی درآمد برای پرداخت عوامل تولید نیروی کار، سرمایه و زمین تحت عنوان دستمزدها، بهره و سود پرداخت می‌شوند همچنین مقداری برای مالیات بخش‌های مختلف گردشگری و مابقی پس‌انداز می‌شود. بر اساس افزایش تقاضای محصولات گردشگری، بازیگران صنعت گردشگری و صنایع وابسته به افزایش عرضه محصولات ترغیب می‌شوند و نیروی کار جدید بیشتر از تولیدکنندگان داخلی برای پاسخ به تقاضای گردشگری استخدام می‌شود که به آن «اثرات غیر مستقیم» یا هزینه‌های غیر مستقیم می‌گویند (مسائلی و همکاران، ۱۴۰۰).

صنعت گردشگری دارای سه اثر مهم: اقتصادی، اجتماعی و محیط‌زیستی است که در سطوح مختلف: جهانی، ملی، و منطقه‌ای تحت عنوان گردشگری پایدار قابل مطالعه است. از آن‌جا که مناطق مختلف یک کشور، بالأخص ایران که سرزمینی وسیع بوده، دارای مشخصه‌های گوناگونی هستند. اندازه مناطق، ساختار جمعیتی، روند مصرف ترکیب صنایع و .... در هر منطقه با منطقه دیگر متفاوت بوده و دستیابی به اهداف کلان توسعه ملی مشروط به درک و شناخت همه جانبه سطوح محلی و منطقه‌ای است (قاسمی ششده و همکاران، ۱۳۹۷). از این رو در پژوهش حاضر آثار اقتصادی گردشگری از بعد منطقه‌ای با استفاده از جدول داده ستانده دومنطقه‌ای مورد بررسی قرار گرفته است. جدول داده–ستانده یکی از مهم‌ترین ابزارهای تجزیه و تحلیل فعالیت‌های اقتصادی است که به عنوان یکی از پیشرفته‌ترین تکنیک‌های حسابداری اقتصادی، نحوه ارتباط و تعامل متقابل

فعالیت‌های گوناگون اقتصادی در درون یک سیستم اقتصادی را تشریح می‌کند، و روش مناسبی برای پژوهش‌های منطقه‌ای بشمار می‌رود.

۳- پیشینه پژوهش

مطالعات متعددی با موضوع اثرات اقتصادی گسترش گردشگری داخلی صورت گرفته که از روش‌های مختلف: اقتصاد سنجی، داده ستانده، ماتریس حسابداری اجتماعی و تعادل عمومی قابل محاسبه استفاده شده است. در این بخش از پژوهش به معرفی چند نمونه از مطالعات داخلی و خارجی انجام شده با استفاده از رویکرد داده ستانده به ویژه داده ستانده منطقه‌ای پرداخته شده است.

ریبرو و داموتا[1] (۲۰۱۲) در پژوهش خود، آثار سرمایه‌گذاری در بخش‌های گردشگری در برنامه ملی توسعه گردشگری برزیل را با استفاده از داده ستانده منطقه‌ای در منطقه سرژیپه[2] مورد بررسی قراردادند. در این پژوهش اثر کل ۹۶/۴۰۲ میلیون دلار برآورد شده است که ۴۸/۹ در صد آن در خود این ایالت مانده و ۹/۷ در صد آن به سایر ایالات شمال شرقی این منطقه و ۴۱/۴ درصد آن به سایر قسمت‌های برزیل سرریز کرده است.

کادیالیا و کزوا[3] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی میزان اشتغال حاصل از سرریزهای بخش گردشگری به صنایع می‌پردازند. در این پژوهش با استفاده از داده‌های ۵۳ منطقه شهری آمریکا بین سال‌های ۲۰۰۶- ۱۹۸۷ و تخمین تقاضای پویای نیروی کار به تحلیل آثار بخش گردشگری بر اشتغال ۲۲ صنعت (غیر از هتلداری) پرداخته شده است. نتایج حاصل نمایانگر این است که به ازای فروش هر ۱۰۰ اتاق اضافی در یک منطقه ۲ تا ۵ شغل جدید در آن منطقه در صنایع غیر از هتلداری ایجاد می‌شود.

اینکرا و همکاران[4] (۲۰۱۵) در پژوهشی اثر سرریزی اقتصادی گردشگران سایر مناطق اسپانیا را بر منطقه گالیسیا با استفاده از مدل داده ستانده منطقه‌ای سال ۲۰۰۵ مورد سنجش قرار دادند. نتایج نشان‌دهنده این است که فقط یک درصد از ارزش افزوده منطقه گالیسیا ناشی از

---

1. Ribeiro & Da Motta
2. Sergipe
3. Kadiyalia & Kosova
4. Incera et al

مخارج گردشگری سایر مناطق اسپانیا است.

هندایانی و روزی[1] (۲۰۲۲) در پژوهش خود به تحلیل ارزش‌گذاری اقتصادی صنعت گردشگری در کالیمانتان[2] پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش بیانگر آن است که سرمایه‌گذاری در بخش اقامتگاه‌ها و فعالیت‌های غذایی رونق بیشتری را برای کل اقتصاد در مقایسه با سایر بخش‌های گردشگری ایجاد خواهد کرد. با این حال بخش حمل‌ونقل که زیرساخت گردشگری است نیز به عنوان یک بخش پیشرو نقش مهمی دارد.

بزازان و آزاددانا (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان «اثرات اقتصادی ورود گردشگران داخلی به قم (رویکرد داده – ستانده دومنطقه‌ای)» به سنجش میزان اثربخشی گردشگری داخلی به استان قم، بر اقتصاد ملی و اقتصاد منطقه مورد بررسی پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد با ورود گردشگران داخلی به استان قم در سال ۱۳۹۰ تولید استان به میزان ۵۶۲۵ میلیارد ریال (معادل ۵/۱۶ در صد ستانده ا ستان قم) و ا شتغال ا ستان ۲۲۹۶۹ نفر (معادل ۸/۰۸ در صد کل اشتغال استان قم) افزایش یافته است. همچنین ورود گردشگران فوق در اقتصاد ملی به میزان ۷۵۳۲ میلیارد ریال تولید و ۲۶۱۶۳ نفر شغل ایجاد کرده است.

بزازان و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهش خود، با ا ستفاده از مدل داده – ستانده دو منطقه‌ای، به برآورد اثرات اقتصادی ورود گردشگران داخلی به استان خراسان رضوی پرداخته‌اند. نتایج حا صل از این پژوهش نشان‌دهنده این ا ست که به ازای ورود گرد شگران داخلی در سال ۱۳۹۰، تولید ا ستان خراسان رضوی ۱۱/۱۲ در صد و ا شتغال این ا ستان ۴۷/۱۱ در صد افزایش یافته ا ست. علاوه بر این، بخش صنعت استان خراسان رضوی بیشترین تأثیرپذیری از ورود گردشگران داخلی را داشته است. بخش‌های مرتبط با گردشگری مانند حمل‌ونقل و انبارداری از یک طرف و عمده‌فروشی و خرده‌فروشی از طرف دیگر رتبه دوم و سوم را به خود اختصاص داده‌اند.

با مروری بر مطالعات ذکر شده می‌توان گفت که در مطالعه حاضر با استفاده از مدل داده ستانده دو منطقه‌ای در استان اصفهان که به عنوان منطقه اصلی لحاظ شده است مخارج ورود گرد شگران داخلی به ا ستان ا صفهان در سال ۱۳۹۵ برآورد شده ا ست که نوآوری پژوهش حاضر است.

---

[1]. Handayani & Rosy
[2]. Kalimantan

٤- روش‌شناسی تحقیق

٤-١- داده-ستانده منطقه‌ای

جدول داده-ستانده منطقه‌ای برآورد جدول داده-ستانده یک منطقه (برای مثال یک استان) با استفاده از جدول داده- ستانده ملی است. ساخت جداول داده ـــ ستانده منطقه‌ای با توجه به میزان وابستگی آن به جدول ملی می‌تواند به سه روش آماری، نیمه آماری و غیر آماری انجام شود (کوالوسکی[1]، ۲۰۱۵). اما به باور تحلیلگران اقتصاد داده-ستانده روش‌های غیر آماری به دلیل پرهزینه و زمان‌بر بودن روش‌های آماری و نیمه آماری، رایج‌ترین روش مورد استفاده برای تهیه جدول داده-ستانده منطقه‌ای هستند (بانوئی و همکاران، ۱۳۹۵) و روش سهم مکانی یکی از پرکاربردترین روش‌های غیر آماری تهیه جداول منطقه‌ای بشمار می‌رود (نصراللهی و زارعی، ۱۳۹۶). از میان روش‌های سهم مکانی SLQ، CILQ، RLQ، FLQ، AFLQ و SFLQ از روش سهم مکانی خاص صنعتی فلگ SFLQ با توجه به حداکثر کردن تعداد عوامل اقتصاد فضایی گنجانده شده در ضریب سهم مکانی و با توجه به حداقل کردن خطاهای آماری برای استخراج جدول داده-ستانده استانی استفاده شده است. رابطه (۱) نقطه شروع روش سهم مکانی در شرایط فقدان آمار و اطلاعات مورد نیاز است (بزازان و همکاران، ۱۳۸۶):

$$r_{ij} = \left(LQ\right)^{*} a_{ij} \qquad (۱)$$

r_{ij} عنصری از ماتریس ضرایب واسطه‌ای درون منطقه، a_{ij} عنصری از ماتریس ضرایب ملی و LQ ضریب الگوی سهم مکانی را نشان می‌دهد. روابط (۲) الی (۴) نحوه تعدیل ضرایب نهاده ملی به منطقه‌ای را توسط روش SFLQ نشان می‌دهند:

$$SFLQ_{ij} = \begin{cases} CILQ_{ij} \times \lambda_j & \text{for } i \neq j \\ SLQ_{ij} \times \lambda_j & \text{for } i = j \end{cases} \qquad (۲)$$

[1]. Kowalewksi

$$\lambda = \left[\log_2 \left(1 + \frac{X^r}{X^n} \right) \right]^{\delta} \qquad 0 \le \delta < 1 \quad 0 \le \lambda \le 1 \qquad (۳)$$

$$r_{ij} = \begin{cases} \left(SFLQ_{ij} a_{ij} \right) & \text{if } \mathrm{SFLQ_{ij}} \le 1 \\ a_{ij} & \text{if } \mathrm{SFLQ_{ij}} > 1 \end{cases} \qquad (۴)$$

که در آن $\mathrm{CILQ_{ij}}$ و $\mathrm{SLQ_{ij}}$ به ترتیب سهم مکانی متقاطع صنعتی و سهم مکانی ساده بخش عرضه‌کننده و تقاضاکننده و X^r و X^n به ترتیب ستانده‌های منطقه و ملی هستند (بزازان و همکاران، ۱۳۸۶). λ ضریب تعدیل منطقه و δ ضریب تعدیل ساختار اقتصادی منطقه است. مقادیر δ برای بخش‌های مختلف در روش SFLQ متفاوت ا ست و میزان آن بر حسب حداقل کردن اختلاف ستانده واقعی هر منطقه با ستانده تخمینی حاصل می‌شود. روش SFLQ برتری قاطعی در تخمین ضرایب منطقه‌ای نسبت به سایر روش‌های سهم مکانی دارد، مزیت این روش این است که ضرایب ملی در بخش‌های مختلف اقتصادی به نسبت‌های متفاوتی تعدیل می‌شوند (دهقان بنادکوکی و همکاران، ۱۴۰۰). همچنین در این روش تا حد زیادی مشکل تخمین بیش از حد ضرایب منطقه‌ای برطرف شده و بر اساس همه معیارهای ارزیابی در روش، ستانده استانی با خطای کمتری برآورد می‌شود (کوالوسکی، ۲۰۱۵).

٤-۲- جدول داده–ستانده دومنطقه‌ای

در پژوهش حاضر جهت بررسی اثر مخارج گردشگری بر تولید استان اصفهان و اقتصاد ملی از مدل داده ستانده دو منطقه‌ای استفاده شده است در این قسمت ابتدا به معرفی جدول داده – ستانده دومنطقه‌ای استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی، در قالب دو منطقه استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی پرداخته شده است[۱] و در ادامه نحوه برآورد اثر مخارج گردشگری بر تولید استان بیان شده است.

جدول ۱: ساختار جدول داده – ستانده دومنطقه‌ای استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی

ستانده کل	تقاضای نهایی			تقاضای واسطه		خریدار / فروشنده	
	صادرات به دنیای خارج	سایر اقتصاد ملی	استان اصفهان	سایر اقتصاد ملی	استان اصفهان		
				بخش‌ها	بخش‌ها		
X^E	E^E	Y^{ER}	Y^{EE}	Z^{ER}	Z^{EE}	بخش‌ها	استان اصفهان
X^R	E^R	Y^{RR}	Y^{RE}	Z^{RR}	Z^{RE}	بخش‌ها	سایر اقتصاد ملی

[۱]. برای مطالعه کامل‌تر روش داده – ستانده دو منطقه‌ای به مطالعه بزازان (۱۳۹۰) مراجعه شود.

	M^R	M^E	واردات از دنیای خارج
	V^R	V^E	ارزش افزوده
	X^R	X^E	داده کل

منبع: بزازان، ۱۳۹۰

نمادهای بکار گرفته شده در جدول (۱) بدین صورت معرفی شده است. اندیس E استان اصفهان و اندیس R سایر مناطق ملی است.

Z^{EE}: ماتریس مربع مبادلات واسطه‌ای درون منطقه‌ای استان اصفهان

Z^{ER}: ماتریس مبادلات بین منطقه‌ای که مبدأ آن‌ها استان اصفهان و مقصدشان سایر استان‌ها است.

Z^{RE}: ماتریس مبادلات بین منطقه‌ای که مبدأ آن سایر استان‌ها و مقصدشان استان اصفهان است.

Z^{RR}: ماتریس مربع مبادلات واسطه‌ای درون منطقه‌ای سایر استان‌ها

Y^{EE}: بردار ستونی تقاضاکنندگان نهایی استان اصفهان

Y^{ER}: بردار ستونی جریان کالا از استان اصفهان به تقاضاکنندگان نهایی در سایر استان‌ها

E^E: بردار ستونی جریان کالا از استان اصفهان به خارج از مرزهای ایران

Y^{RE}:بردار ستونی جریان کالا از سایر استان‌ها به تقاضاکنندگان نهایی در اصفهان

Y^{RR}: بردار ستونی جریان کالا از سایر استان‌ها به تقاضاکنندگان نهایی سایر استان‌ها

E^R: بردار ستونی جریان کالا از سایر استان‌ها به خارج از مرزهای ایران

M^E: بردار سطری واردات بخشی استان اصفهان از دنیای خارج از ایران

M^R: بردار سطری واردات بخشی سایر استان‌های ایران از دنیای خارج از ایران

V^E: بردار سطری ارزش افزوده بخشی استان اصفهان

V^R: بردار سطری ارزش افزوده بخشی سایر استان‌ها

X^E: بردار ستونی ستانده‌ی بخشی استان اصفهان

X^R: بردار ستونی ستانده‌ی بخشی سایر استان‌ها

فرم عمومی مدل داده ستانده به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$X = AX + Y = (I - A)^{-1}Y = BY \qquad (۵)$$

بر اساس آن، فرم عمومی مدل داده ستانده دو منطقه‌ای را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$\begin{bmatrix} X^{E} \\ X^{R} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A^{EE} & A^{ER} \\ A^{RE} & A^{RR} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X^{E} \\ X^{R} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Y^{E} \\ Y^{R} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

در رابطه (۶) X ماتریس ستانده بخشی دو منطقه، Y ماتریس تقاضای نهایی بخشی دو منطقه، A ماتریس ضرایب نهاده و B ماتریس معکوس دومنطقه‌ای لئونتیف است. ماتریس B ماتریس ضرایب فزاینده تولید دو منطقه‌ای است که اثر تغییر در تقاضای نهایی بر تولید است، در رویکرد دومنطقه‌ای شامل چهار اثر تولیدی: اثرات بخشی، اثرات درون منطقه‌ای، اثرات بین منطقه‌ای (سرریزی) و اثرات ملی است (بزازان، ۱۳۹۰؛ میلر و بلر[1]، ۲۰۰۹).

اثرات بخشی عبارت‌اند از: اثر تغییر تقاضای نهایی هر استان روی تولید بخشی همان استان است. اثرات درون منطقه‌ای عبارت‌اند از: اثر تغییر تقاضای نهایی هر استان روی تولید کل همان استان است که از جمع ستونی ماتریس‌های B^{EE} و B^{RR} قابل محاسبه‌اند. اثرات بین منطقه‌ای که به اثرات سرریزی نیز معروف هستند، عبارت‌اند از: اثر تغییر تقاضای نهایی بخشی یک استان روی تولیدات بخشی و تولید کل استان‌های دیگر. جمع ستونی ماتریس‌های B^{RE} و B^{ER} به ترتیب اثر سرریزی افزایش تقاضا در استان اصفهان بر تولید سایر استان‌ها و دیگری اثر سرریزی سایر استان‌ها روی تولید استان اصفهان را نشان می‌دهد. آخرین اثر به اثرات ملی معروف است که عبارت‌اند از: اثر تغییر در تقاضای نهایی بخشی در یک استان روی تولید ملی (جمع اثر: روی تولید همان استان و سایر استان‌ها) است که از جمع ستونی ماتریس B قابل محاسبه است. با در نظر گرفتن مخارج گردشگران به عنوان صادرات استان اصفهان و به صورت افزایش تقاضای نهایی آن استان (ΔY^{ER})، اثر تولیدی ناشی از ورود گردشگران داخلی به استان (بزازان و آزاددانا، ۱۳۹۷) اصفهان، از رابطه (۷) برآورد می‌شود:

$$\begin{bmatrix} \Delta X^{E} \\ \Delta X^{R} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B^{EE} & B^{ER} \\ B^{RE} & B^{RR} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y^{ER} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (۷)$$

اثر تولیدی ورود گردشگران داخلی به استان اصفهان در همان استان از رابطه (۸) برابر است با:

$$\Delta X^{E} = B^{EE} \Delta Y^{ER} \quad (۸)$$

و اثر سرریزی تولیدی ورود گردشگران داخلی به استان اصفهان بر سایر اقتصاد ملی برابر است با:

$$B^{RE} \Delta Y^{ER} = \Delta X^{R} \quad (۹)$$

[1]. Miller & Blair

بنابراین میزان اثربخشی گردشگری داخلی استان اصفهان بر تولید استان و اقتصاد ملی برآورد خواهد شد.

۵- یافته‌های پژوهش

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل دو بخش است: ۱) داده‌های مورد نیاز برای برآورد ضرایب داده ستانده دو منطقه‌ای استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی. ۲) داده‌های آماری مورد نیاز برآورد اثر مخارج گردشگران داخلی در استان اصفهان بر اقتصاد ملی و اقتصاد این استان که در ادامه در مورد نحوه برآورد هرکدام از این داده‌ها توضیح داده شده است.

۱): برآورد ضرایب داده – ستانده دو منطقه‌ای استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی با استفاده از روش سهم مکانی (SFLQ) و با استفاده از جدول داده ستانده ملی (منتشر شده توسط بانک مرکزی) و آمار حساب‌های منطقه‌ای (موجود در مرکز آمار ایران) سال ۱۳۹۵ که در بیست بخش برآورد شده است.

۲) داده‌های آماری مورد نیاز برآورد اثر مخارج گردشگران داخلی نیز از آمار تعداد گردشگران داخلی ورودی به اصفهان و میزان مخارج هر گردشگر که از نتایج آمارگیری از گردشگران ملی سال ۱۳۹۵ که توسط مرکز آمار ایران منتشر یافته استخراج شده است.

از این رو با استفاده از داده‌های آماری بند ۱ و ۲، ابتدا ضرایب داده ستانده دو منطقه‌ای استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی برآورد و سپس اثر تولیدی ناشی از ورود گردشگران داخلی به استان اصفهان محاسبه شده است. در ادامه به تحلیل و بررسی این نتایج پرداخته شده است.

۵-۱- برآورد ضرایب داده ستانده دو منطقه‌ای

در پژوهش حاضر ابتدا با استفاده از جدول داده–ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی و حساب‌های منطقه‌ای استان اصفهان، و با استفاده از روش سهم مکانی تعمیم‌یافته SFLQ ضرایب داده ستانده منطقه‌ای استان اصفهان و سایر استان‌ها و ضرایب داده ستانده بین دو منطقه فوق برآورد و نتایج در جدول (۲) گزارش شده است. در ادامه به بررسی نتایج حاصل از این محاسبات پرداخته می‌شود. این نتایج برگرفته از رابطه (۵) و (۶) در قسمت روش تحقیق است که به معرفی آن پرداخته شده است.

ضرایب فزاینده تولید هر بخش نشان‌دهنده این است که یک واحد تغییر در تقاضای نهایی هر بخش چه میزان تولید کل اقتصاد را دچار تغییر می‌کند. همان‌طور که قبلاً توضیح داده شد در

جداول تک منطقه‌ای تنها تأثیر افزایش تقاضای نهایی بخش‌های مختلف یک منطقه بر روی کل اقتصاد آن منطقه نشان داده می‌شود. یکی از مزیت‌های جداول دومنطقه‌ای این است که علاوه بر این تغییرات، قادر به محاسبه آثار سرریزی نیز هست. در جدول (۲) ارقام ستون اول و چهارم اثر افزایش تقاضای نهایی هر منطقه بر روی تولید همان منطقه، ستون دوم و پنجم بیان‌کننده آثار سرریزی هر منطقه بر منطقه دیگر و ستون سوم و ششم نیز جمع آثار روی خود منطقه و منطقه دیگر یعنی تأثیر بر اقتصاد ملی نشان شده است.

ارقام ستون اول و چهارم اثر افزایش تقاضای نهایی هر منطقه را بر روی تولید همان منطقه نشان می‌دهد که از جمع ستونی ماتریس B^{EE} قابل محاسبه است. به این ترتیب می‌توان گفت ستون اول نشان‌دهنده افزایش تولید بخش‌های مختلف استان اصفهان به دلیل افزایش یک واحد تقاضای نهایی استان است. بزرگ‌ترین ضریب فزاینده تولید درون منطقه‌ای مربوط به بخش «ساختمان» با ضریب فزاینده‌ای معادل ۱/۶۷۵ واحد است. از آن‌جا که برای افزایش تقاضای نهایی، سرمایه‌گذاری یک انتخاب است، می‌توان گفت اگر یک واحد سرمایه‌گذاری در این بخش صورت گیرد می‌تواند تولید استان اصفهان را ۱/۶۷۵ واحد افزایش دهد. برای مثال اگر تقاضای نهایی این بخش صد میلیون ریال افزایش یابد تولید استان اصفهان به طور مستقیم و غیر مستقیم ۱۶۷ میلیون ریال افزایش پیدا می‌کند. بخش‌های «حمل‌ونقل» و «ساخت وسایل نقلیه موتوری و سایر تجهیزات حمل‌ونقل» در جایگاه دوم و سوم قرار دارند. تفسیر بقیه بخش‌ها نیز به همین صورت است. ستون چهارم نیز مربوط به افزایش تولید بخش‌های مختلف سایر اقتصاد ملی در اثر افزایش یک واحد تقاضای نهایی سایر اقتصاد ملی است و از جمع ستونی ماتریس B^{RR} قابل محاسبه است. بیش‌ترین ضریب فزاینده تولید درون منطقه‌ای به ترتیب مربوط به بخش‌های «ساخت تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، ... ساخت تعمیر و نصب تجهیزات برقی» و «صنایع محصولات غذایی، آشامیدنی و تنباکو» و ... است و در آخر می‌توان گفت از آن‌جا که اصفهان کمتر از هشت درصد تولید ملی و سایر اقتصاد ملی بیش از ۹۲ درصد از تولید ملی را تشکیل می‌دهند، انتظار بر آن است که ضرایب فزاینده تولید درون منطقه‌ای استان اصفهان کوچک‌تر از همین مقادیر در سطح سایر اقتصاد ملی باشد و مقایسه مقادیر ستون‌های اول و چهارم کاملاً تأییدکننده این مطلب است.

ستون‌های دوم و پنجم بیان‌کننده آثار سرریزی هر منطقه بر منطقه دیگر است، در واقع این ارقام اثر افزایش تقاضای نهایی بخشی استان اصفهان را بر روی بخش‌های سایر اقتصاد ملی و بالعکس

اثر افزایش تقاضای نهایی بخشی سایر اقتصاد ملی بر استان اصفهان را نشان می‌دهند. این نتایج با استفاده از جمع ستونی ماتریس‌های B^{RE} و B^{ER} محاسبه می‌شوند. بالاترین اثر سرریزی در استان اصفهان برای بخش «ساخت منسوجات» و بالاترین اثر سرریزی در سایر اقتصاد ملی برای بخش «ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر» است. مقایسه مقادیر این دو ستون کاملاً منطبق بر تحلیل‌های اقتصاد دومنطقه‌ای است زیرا مشاهده می‌شود که آثار سرریزی در همه‌ی بخش‌های استان اصفهان (منطقه کوچک‌تر) بیشتر از این مقادیر برای سایر اقتصاد ملی است که ناشی از وابسته بودن استان اصفهان به سایر اقتصاد ملی و بالاتر بودن واردات این استان از سایر اقتصاد ملی است.

در ستون سوم و ششم نیز جمع آثار روی خود منطقه و منطقه دیگر یعنی تأثیر بر اقتصاد ملی ارائه شده است. ضریب فزاینده کل تولید، مجموع ضریب فزاینده تولید درون منطقه‌ای و آثار سرریزی برای هر منطقه است. بالاترین ضریب فزاینده تولید در استان اصفهان مربوط به بخش «ساختمان» با مقدار ۱/۶۹۵ واحد است و نشان می‌دهد که افزایش تولید کل اقتصاد ناشی از افزایش یک واحد سرمایه‌گذاری در این بخش در استان اصفهان برابر با ۱/۶۹۵ واحد است. برای سایر اقتصاد ملی بالاترین اثر کل مربوط به بخش «ساخت تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، ... ساخت تعمیر و نصب تجهیزات برقی» است.

جدول ۲: ضرایب فزاینده تولید بخشی دو منطقه به تفکیک درون و برون منطقه‌ای و اثر کل

بخش‌های اقتصادی	اثر درون منطقه‌ای استان اصفهان	اثرات برون منطقه‌ای	اثر کل	اثر درون منطقه‌ای سایر اقتصاد ملی	اثرات برون منطقه‌ای	اثر کل
	(۱)	(۲)	(۳)=(۱)+(۲)	(۴)	(۵)	(۶)=(۴)+(۵)
کشاورزی	۱/۰۴۴	۰/۰۱۲	۱/۰۵۶	۱/۴۳۴	۰/۰۰۰	۱/۴۳۴
نفت خام و گاز طبیعی و سایر معادن	۱/۰۸۱	۰/۰۰۲	۱/۰۸۳	۱/۰۹۵	۰/۰۰۰	۱/۰۹۵
صنایع محصولات غذایی، آشامیدنی و تنباکو	۱/۰۶۳	۰/۰۴۶	۱/۱۰۹	۱/۹۵۶	۰/۰۰۱	۱/۹۵۷
ساخت منسوجات	۱/۰۶۸	۰/۵۳۴	۱/۶۰۲	۱/۶۰۵	۰/۰۰۵	۱/۶۱۰
ساخت پوشاک، دباغی و پرداخت چرم	۱/۱۲۹	۰/۰۸۵	۱/۲۱۴	۱/۳۳۷	۰/۰۰۶	۱/۳۴۳
ساخت چوب و محصولات چوبی	۱/۰۴۵	۰/۱۱۸	۱/۱۶۳	۱/۵۶۰	۰/۰۰۳	۱/۵۶۳
ساخت کاغذ و محصولات کاغذی و چاپ	۱/۰۷۸	۰/۲۱۰	۱/۲۸۸	۱/۷۱۰	۰/۰۰۸	۱/۷۱۸
ساخت کک و فرآورده‌های حاصل از آن و ساخت محصولات شیمیایی	۱/۰۳۷	۰/۰۲۴	۱/۲۷۹	۱/۶۲۴	۰/۰۰۰	۱/۶۲۴

ساخت محصولات از لاستیک و پلاستیک	۱/۱۳۱	۰/۲۸۳	۱/۴۱۴	۱/۹۲۴	۰/۰۱۱	۱/۹۳۵
ساخت محصولات کانی غیر فلزی	۱/۰۳۷	۰/۰۷۵	۱/۱۱۲	۱/۶۱۷	۰/۰۰۱	۱/۶۱۸
ساخت فلزات اساسی	۱/۰۸۵	۰/۰۶۶	۱/۱۵۱	۱/۶۹۴	۰/۰۰۴	۱/۶۹۸
ساخت محصولات فلزی فابریکی به جز ماشین‌آلات و تجهیزات	۱/۱۳۳	۰/۱۲۶	۱/۲۵۹	۱/۶۳۴	۰/۰۰۹	۱/۶۴۳
ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۱/۱۰۹	۰/۱۷۷	۱/۲۸۶	۱/۶۱۳	۰/۰۱۵	۱/۶۲۸
ساخت تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای،...ساخت تعمیر و نصب تجهیزات برقی	۱/۰۸۵	۰/۴۷۰	۱/۵۵۵	۲/۱۲۲	۰/۰۰۹	۲/۱۳۱
ساخت وسایل نقلیه موتوری و سایر تجهیزات حمل‌ونقل	۱/۱۴۲	۰/۰۲۵	۱/۱۶۷	۱/۷۷۳	۰/۰۰۳	۱/۷۷۶
ساخت مبلمان و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۱/۱۱۲	۰/۳۱۱	۱/۴۲۳	۱/۷۳۷	۰/۰۱۴	۱/۷۵۱
آب، برق و گاز	۱/۰۳۸	۰/۰۳۱	۱/۰۶۹	۱/۳۷۷	۰/۰۰۱	۱/۳۷۸
ساختمان	۱/۶۷۵	۰/۰۲۰	۱/۶۹۵	۱/۹۱۴	۰/۰۰۷	۱/۹۲۱
حمل‌ونقل	۱/۲۷۳	۰/۰۲۳	۱/۲۹۶	۱/۴۳۴	۰/۰۰۴	۱/۴۳۸
سایر خدمات	۱/۰۲۳	۰/۰۰۲	۱/۰۲۵	۱/۲۷۹	۰/۰۰۰	۱/۲۷۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲- سنجش میزان اثربخشی گردشگری داخلی بر اقتصاد استان اصفهان

در این قسمت از پژوهش به بررسی نتایج حاصل از میزان اثربخشی گردشگران ورودی بر اقتصاد استان اصفهان پرداخته شده است. نتایج حاصل از این بخش با استفاده از روش داده – ستانده برآورد شده است. این قسمت با استفاده از ارقام ضرایب فزاینده تولید و نتایج آمارگیری از گردشگران ملی سال ۱۳۹۵ (مرکز آمار ایران) محاسبه شده و میزان تأثیر هزینه‌های گردشگری بر بخش‌های اقتصادی استان برآورد شده است. در ادامه پژوهش ابتدا به چگونگی محاسبه داده‌ها و سپس به شرح نتایج به دست آمده پرداخته شده است.

در آمارگیری از گردشگران سفرهای داخلی سال ۱۳۹۵ دو نوع اطلاعات مورد استفاده قرار گرفته است:

- آمار مربوط به تعداد گردشگران ورودی به استان اصفهان
- آمار هزینه سفرهای داخلی خانوارها به تفکیک اقلام اصلی هزینه

نکته قابل توجه در خصوص مخارج گردشگرانی است که از استان دیدن کرده‌اند بدین

صورت که، به کمک دو مجموعه آمار فوق، ابتدا هزینه یک گردشگر و سپس با توجه به کل تعداد گردشگران داخلی به اصفهان، هزینه کل گردشگران (به تفکیک نوع هزینه) محاسبه و به بخش‌های منطبق با جدول داده ستانده تخصیص داده شده است. نتایج حاصل از هزینه گردشگران استان اصفهان در جدول (۳) سازمان‌دهی شده است.

جدول ۳: هزینه‌های گردشگران در استان اصفهان به تفکیک نوع هزینه (میلیارد ریال)

اسامی زیر بخش‌ها	بخش‌های منطبق با نوع هزینه	هزینه گردشگران استان اصفهان
هزینه تور و گشت	حمل‌ونقل	۱۱۴
هزینه‌های حمل‌ونقل	حمل‌ونقل	۹۹۰
هزینه‌های اقامت	سایر خدمات	۲۴۰
هزینه‌های خوراکی و دخانی	ساخت محصولات غذایی، آشامیدنی و تنباکو	۸۲۸
هزینه‌های فرهنگی، تفریحی و ورزشی	سایر خدمات	۶۱
هزینه‌های درمانی	سایر خدمات	۵۹۴
هزینه‌های خرید سوغاتی	سایر خدمات	۴۵۰
هزینه‌های خرید کالا و لوازم	سایر خدمات	۵۹۸
سایر هزینه‌های سفر	سایر خدمات	۴۴
مجموع		۳۹۲۳

منبع: یافته‌های پژوهش، بر اساس نتایج آمارگیری از گردشگران ملی در سال ۱۳۹۵ مرکز آمار ایران

همان‌طور که از جدول (۳) مشاهده می‌شود نوع هزینه‌ای که گردشگر انجام می‌دهد با بخش‌های اقتصادی در جدول داده – ستانده همخوانی داشته و می‌توان آن را به صورت یک شوک، وارد مدل کرده و اثرات تولیدی آن را محاسبه کرد. از آن‌جا که هزینه توسط افرادی خارج از استان اصفهان صورت گرفته لذا صادرات استان اصفهان ΔY^{ER} به‌حساب می‌آید که به عنوان یک عنصر از تقاضای نهایی است. لذا جهت برآورد میزان اثرات تولیدی از رابطه (۷) تا (۹) استفاده شده است نتایج حاصل از این محاسبات در جدول (۴) نمایش داده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده از اثرات تولیدی در جدول (۴) در استان اصفهان، بخش «سایر خدمات» با ۲۱۰۲/۲ میلیارد ریال بیشترین اثر تولیدی ناشی از ورود گردشگران داخلی را داشته است و بخش حمل‌ونقل در رتبه بعدی اثرپذیری در استان اصفهان قرارگرفته است. اثر کل تولیدی در استان اصفهان ۴۳۲۵ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۵ است. علاوه بر این میزان اثر کل حاصل از ورود گردشگری داخلی استان اصفهان بر تولید ملی برابر با ۴۳۹۴ میلیارد ریال برآورد شده است.

جدول ۴: اثربخشی تولید ناشی از ورود گردشگران داخلی بر استان اصفهان در سال ۱۳۹۵ (میلیارد ریال)

اسامی بخش‌ها	اثر درون منطقه‌ای استان اصفهان	اثرات برون منطقه‌ای	اثر کل
کشاورزی	۲۳	۱۲	۳۵
نفت خام و گاز طبیعی و سایر معادن	۰/۶	۳	۳/۶
صنایع محصولات غذایی، آشامیدنی و دخانیات	۸۴۷	۸	۸۵۵
ساخت منسوجات	۳	۰/۱	۳/۱
ساخت پوشاک، دباغی و پرداخت چرم	۰/۳	۰/۰۵	۰/۳۵
ساخت چوب و محصولات چوبی	۰/۳	۰/۱	۰/۴
ساخت کاغذ و محصولات کاغذی و چاپ	۲	۰/۲	۲/۲
ساخت کک و فرآورده‌های حاصل از آن و ساخت محصولات شیمیایی	۱۳۶	۱۴	۱۵۰
ساخت محصولات از لاستیک و پلاستیک	۲۷/۲	۰/۸	۲۸
ساخت محصولات کانی غیر فلزی	۴/۱	۰/۲	۴/۳
ساخت فلزات اساسی	۴/۱	۰/۵	۴/۶
ساخت محصولات فلزی فابریکی به‌جز ماشین‌آلات و تجهیزات	۳/۹	۰/۲	۴/۱
ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۲/۵	۰/۱	۲/۶
ساخت تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری، ساخت تعمیر و نصب تجهیزات برقی	۴/۵	۰/۲	۴/۷
ساخت وسایل نقلیه موتوری و سایر تجهیزات حمل‌ونقل	۲/۷	۰/۱	۲/۸
ساخت مبلمان و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۰/۲۵	۰/۰۵	۰/۳
برق، آب و گاز	۱۲/۶	¼	۱۴
ساختمان	۲/۵	۰/۳	۲/۸
حمل‌ونقل	۱۱۴۴/۴	۱/۹	۱۱۴۶/۴
سایر خدمات	۲۱۰۲/۲	۲۴/۶	۲۱۲۶/۸
اثر کل	۴۳۲۵	۶۹	۴۳۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

٦- نتیجه‌گیری

گردشگری آثار اقتصادی بسیاری را در پی دارد که از جمله مهم‌ترین آن، تأثیر بر اشتغال و تولید است. توجه به این مسئله در برنامه‌ریزی برای مناطقی که دارای پتانسیل بالای گردشگری هستند، از اهمیت بسیاری برخوردار است. با توجه به نکاتی که در بالا به آن اشاره شد و با توجه به موقعیت اقتصادی استان اصفهان که به دلیل داشتن جایگاه سوم در تولید ناخالص داخلی (سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان اصفهان، ۱۳۹۶) از جمله استان‌های مهم کشور بشمار

می‌رود شناخت پتانسیل‌ها و توانایی‌های این استان برای برنامه‌ریزی متناسب و کاربردی در جهت نیل به توسعه پایدار امروزی ضروری است. لذا در پژوهش حاضر اثر ورود گردشگران داخلی به استان اصفهان با استفاده از الگوی داده ستانده دو منطقه‌ای مورد مطالعه قرار گرفت. از این رو ابتدا در پژوهش حاضر با استفاده از روش SFLQ به برآورد جداول داده-ستانده دو منطقه‌ای برای استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی درسطح بیست بخش پرداخته شده است و در ادامه پس از محاسبه ضرایب فزاینده تولید، اثر ورود و مخارج گردشگران داخلی به اصفهان بر اقتصاد ملی و اقتصاد استان مورد بررسی قرار گرفت. محاسبه اثرات برون منطقه‌ای یا سرریزی برای هر دو منطقه نیز، از جمله نتایج حاصل از این پژوهش است.

نتایج حاصل از پژوهش نمایانگر این است که ورود گردشگران داخلی به استان اصفهان در سال ۱۳۹۵ تولید این استان را به اندازه ۴۳۲۵ میلیارد ریال افزایش داده است. علاوه بر این ورود گردشگران داخلی به استان اصفهان نه تنها تولید استان اصفهان را افزایش داده بلکه تأثیری برون منطقه‌ای به‌اندازه ۶۹ میلیارد ریال بر تولید داشته است. در نتیجه اثر ورود گردشگران به استان اصفهان در سطح ملی که از مجموع اثر در استان اصفهان و سایر اقتصاد ملی به دست می‌آید ۴۳۹۴ میلیارد ریال برآورد شده است. علاوه بر این بر اساس نتایج حاصل از پژوهش بخش‌های «سایر خدمات» و «حمل و نقل» بیشترین تاثیرپذیری از ورود گردشگران داخلی را داشته‌اند و بعد از آن بخش «صنایع محصولات غذایی، آشامیدنی و دخانیات» در اولویت قرار دارد. این نتایج زیاد دور از انتظار نیست زیرا ورود گردشگران بیشتر زیر بخش‌های خدمات شامل هزینه‌های اقامت، هزینه‌های فرهنگی و ورزشی، هزینه‌های خرید سوغاتی و ...، و هزینه‌هایی از جمله هزینه مربوط به حمل و نقل و خورد و خوراک را شامل می‌شود که این هزینه‌ها در سه بخش یاد شده قرار می‌گیرند. از جمله کاستی‌های پژوهش حاضر این است که در این پژوهش اثر اقتصادی گردشگری داخلی بر رشد تولید مورد بررسی قرار گرفته است در حالی که استان اصفهان پذیرای گردشگران خارجی زیادی از کشورهای دیگر نیز است اما به دلیل فقدان آمار مربوط به تعداد و مخارج گردشگران خارجی محاسبه این مقادیر در پژوهش حاضر امکان‌پذیر نبوده است.

References

Banouei, A. A. Mohajeri, P. Sadeghi, N. & Sherkat, A. (2017). "A New Mixed FLQ-RAS Method for Estimation of the Regional Input-Output Table (RIOT): Case Study of Gilan Province". Iranian Journal of Economic Research **22**(71): 81-114. (In Persian)

Bazzazan, F. Smaeili, M. & Farsi, F. (2020). "Economic Impact of Domestic Tourists on Khorasan Razavi Province". *Economics Research* ***20***(76): 55-80. (In Persian)

Bazzazan, F. & Azaddana, F. (2018). "The Economic Impact of Domestic Tourism Qom (Two Regional Input-Output Approach)". *Journal of Tourism Planning and Development* ***7***(25): 8-24. (In Persian)

Bazzazan, F. (2011). "Output, Employment and Income Multipliers in the Two-Region Interregional Case". *Quarterly Journal of Quantitative Economics* ***8***(2): 151-178. (In Persian)

Bazzazan, F. Banouei, A. A. Karami, M. (2007). "The Modern Location Quotient Function, Spatial Dimension, and Regional Input-Output Coefficients: The Case of Tehran Province". Iranian Journal of Economic Research **9**(31): 27-53. (In Persian)

Dehghan Banadkuki, F. Nasrollahi, Z. & Bazzazan, F. (2021). "Evaluating the Energy Footprint of Yazd Province: A Regional Input–Output Analysis Approach". The Journal of Economic Policy **13**(25): 317-344.

Farsi, F. & Afshari, Z. (2019). "Using the Modified FLQ-RAS Method to Calculate the Input-Output Table of Fars Province". Iranian Economic Development Analyses **7**(1): 209-233. (In Persian)

Ghasemi Sheshdeh, M. Mohajeri, P. & Hadadi Nezhadian, GH. (2019). "Calculating Single Regional Input-Output Tables by Using a New Combined FLQ-RAS Method and Employment Multipliers; the Case Study of Kohgiluyeh and Boyer-Ahmad Province". Quarterly Journal of Applied Economics Studiesin Iran **7**(28): 1-33. (In Persian)

Handayani, F. & Rosy, T. (2022). "Tourism for Economic Recovery in Central Kalimantan: Simulation using Input-Output Table". Jurnal Kebijakan Pemerintahan 1-7.

Incera, A. C. Fernández, M. & López, X. P. (2015). "Spillover Effects of Tourism Consumption between Galicia and the Rest of Spain". International Journal of Tourism Research 17(2): 185-208.

Kadiyali, V. & Kosová, R. (2013). "Inter-Industry Employment Spillovers from Tourism Inflows". Regional Science and Urban Economics, Elsevier 43(2): 272-281.

Kowalewksi, J. (2015). "Regionalization of National Input–Output Tables: Empirical Evidence on the Use of the FLQ Formula". Regional Studies 49(2): 240-250.

Masaeli, A. Rezaei, N. Derafshi, K. & Basakha, M. (2021). "Effects of Corona Epidemic on Labor Employment in Iran's Tourism-Related Industries". *Tourism Management Studies* *16*(56): 279-308. (In Persian).

Miller, R. E. & Blair, P. D. (2009). "Input-Output Analysis: Foundations and Extensions". Cambridge University Press

Nasrollahi, Z. & Zarei, M. (2017). "Prioritization of Industrial Activities in Yazd Province with an Emphasis on the Importance of Water Resources: Integrating the Input-Output Model and AHP". Iranian Journal of Economic Research **22**(71): 27-64. (In Persian)

Parsa, H. (2009). "Causality between Tourism Development and Economic Growth in Iran: A Cointegration Approach". The Journal of Economic Policy **1**(1): 1-17. (In Persian)

Ribeiro, L. C. D. S. & Da Motta, G. P. (2012). "Enter Sectoral Impacts of Tourism in the State of Sergipe: An Enter-Regional Approach". **20th International Input Output Conference** and the 2nd Edition of the International School of Input-Output Analysis, Bratislava, Slovakia, June 24-29, 2012.

State Management and Planning Organization (2017). Management and Planning Organization of Isfahan Province (2017-2021). volumes one to three, Plan and Budget Organization 2017. (In Persian)

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 171-201

The effects of financial instability on macroeconomic variables with an emphasis on the role of banks with the DSGE approach

Yazdan Gudarzi Farahani* [1], Mohsen Mehrara[2], Fateme Sadat Mohammadifard[3]

Received: 27-12-2022 Accepted: 06-05-2023

Extended Abstract

Purpose: Financial instability refers to a situation in which the economy has suffered losses and problems under the influence of asset price fluctuations or the poor performance of financial institutions in fulfilling their obligations. Fluctuations in asset prices and unstable performance in the country's financial markets have led to the spread of instability and this has shown the weak financial depth in the country's financial markets. The financial instability index is created from the change in the amount of interest rate variables, financial depth, internal credit provided to the private sector, internal credit provided by the banking sector, liquidity, bank liabilities, traded stock value and stock market turnover. Risk and return indicators such as interest rate and liquidity include those that show that financial risk increases or decreases and therefore can disrupt the stability of the financial sector. Also, the interest rate is an estimator of the efficiency of the banking sector, and with its increase, loans are taken by more risk-taking people, and bank arrears increase, and more loans are used in the buying and selling of assets and speculation, and this indicates financial instability. On the other hand, one of the criteria of an efficient and stable financial system is that it supports economic activities in a proportionate way and by allocating and providing facilities in the appropriate amount, it can improve investment and consumption, because providing and increasing facilities too much can be a risk. impose on the economy and financial system and lead to the occurrence of crisis and instability, therefore the growth of facilities and the growth of the ratio of facilities to GDP can be a measure for the occurrence of instability and crisis.

Methodology: The purpose of this paper was to investigate the effects of financial instability on macroeconomic variables in Iran. For this purpose, the statistical

[1]. Corresponding Author. Assistant Professor, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Qom University, Qom, Iran. Email: y.gudarzi@qom.ac.ir
[2] Professor, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. Email: mmehrara@ut.ac.ir
[3] PhD student in Economics, Ares Campus of Tehran University, Tehran, Iran. Email: f.mohammadifard@ut.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 171-201

information of the period 1988-2021 has been used based on the frequency of seasonal data. In order to model the effects of financial instability on macroeconomic variables, we used the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model.

Findings and Discussion: The results showed that the shock caused by financial instability led to an increase in interest rate, inflation rate, exchange rate and production deviation and also led to a decrease in the growth of consumption, investment and banking facilities.
According to the obtained results, it can be stated that financial instability through the mechanism of inefficiency in the allocation of resources and non-optimal allocation of resources has led to disturbance in the movement of financial resources from savers to investors, which has resulted in instability. In economic growth and as a result it causes disturbance in macroeconomic variables. The results obtained from the financial instability shock showed that it has led to an increase in the inflation rate through the change in the bank interest rate, and this issue itself has affected the increase in the exchange rate in the country's economy. Also, the relationship between financial instability and the performance of the real sector of the economy has also been two-way. The financial status of economic enterprises is one of the factors that affect the level of financial instability in an economy, when borrowers do not have the ability to repay their debts, a kind of financial pressure is imposed on both parties, that is, the borrower and lender. This financial pressure can accelerate financial instability and therefore this factor leads to disruption in economic activities including production and investment.

Conclusion and Policy Implications: According to the results, there are the close relationship between the financial sector and the real sector of the economy. In the financial industry, mistakes made by management can have significant external impacts in addition to individual financial sector problems. Therefore, it is necessary for the financial business to be regulated and the financial supervisor monitors the risks of financial sector. However, systemic risks are related to the structure of the financial sector business model. Furthermore, there is always the possibility that one of the thousands of financial sectors may face overwhelming risks, which can lead to doubts and problems being directed towards the entire industry.
Financial instability is a real or expected threat to financial markets or financial institutions due to an event, which could potentially, if public authorities do not intervene, lead to problems. Recent events are a mixture of the situation, broader themes, and individual mistakes. Each event and crisis are unique, so while generalizations can be made, caution must be exercised.
Also, the implementation of unconventional policies in the markets, such as the purchase and supply of bonds, can lead to a decrease in financial instability in the economy through the channel of expectations. In the end, non-violation of the announced policies by policymakers will be the most important factor in reducing financial instability. Also, considering the uncertainty and risk in the financial and banking sector of the economy, it can be said that the most important obstacle for economic activists to start or develop their own businesses is the lack of financial resources to meet capital needs. Obtaining the necessary funds to start their businesses

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 171-201

has always been an important issue for participants in economic projects. If it is difficult and time-consuming to obtain the required funds, it will discourage them from economic activity, and without sufficient financing, their activities will not be successful. Therefore, the reduction in financial instability and the increase in the efficiency of financial institutions can have positive effects on the economy through financing.

Keywords: Financial Instability, Banking System, Financial Market, Monetary Policy, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model.

JEL Classification: E32, O29, E52, E30, C30

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: ۱۷۰-۲۰۱

اثرات بی‌ثباتی مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی با تاکید بر نقش واسطه‌گری بانک‌ها با رویکرد DSGE

یزدان گودرزی فراهانی* [۱]، محسن مهرآرا [۲]، فاطمه السادات محمدی‌فرد [۳]

دریافت: ۰۶-۱۰-۱۴۰۱ پذیرش: ۱۶-۰۲-۱۴۰۲

چکیده

بی‌ثباتی مالی بیانگر شرایطی است که در آن اقتصاد بصورت بالقوه تحت تاثیر نوسان قیمت دارایی‌ها و یا عملکرد ضعیف نهادهای مالی در انجام تعهدات خود دچار زیان و مشکلاتی شده است. نوسانات در قیمت دارایی و عملکرد بی‌ثبات در بازارهای مالی یک کشور منجر به سرایت بی‌ثباتی شده و این موضوع نشان‌دهنده عمق ضعیف مالی در بازارهای مالی کشور بوده است. بر این اساس هدف اصلی مقاله حاضر بررسی اثرات بی‌ثباتی مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران بود. برای این منظور از اطلاعات فصلی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۴۰۰ استفاده شده است. به منظور مدل‌سازی اثرات بی‌ثباتی مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) استفاده شده است. نتایج بیانگر این بود که شوک ناشی از بی‌ثباتی مالی منجر به افزایش در نرخ بهره، نرخ تورم، نرخ ارز و انحراف تولید و همچنین کاهش در رشد مصرف، سرمایه‌گذاری و تسهیلات بانکی شده است. با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان بیان کرد که بی‌ثباتی مالی از طریق سازوکار ناکارایی در تخصیص منابع و تخصیص غیر بهینه منابع منجر به ایجاد اختلال در حرکت منابع مالی از پس اندازکنندگان به سرمایه‌گذاران شده که منتج به بی‌ثباتی در رشد اقتصادی و ایجاد اختلال در متغیرهای کلان اقتصادی می‌شود.

واژگان کلیدی: بی‌ثباتی مالی، سیستم بانکی، بازار مالی، سیاست پولی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

طبقه‌بندی JEL: E32، O29، E52، E30، C30.

[۱]. نویسنده مسئول. استادیار گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران y.gudarzi@qom.ac.ir

[۲]. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران mmehrara@ut.ac.ir

[۳]. دانشجوی دکتری اقتصاد، پردیس ارس دانشگاه تهران، تهران، ایران f.mohammadifard@ut.ac.ir

۱- مقدمه

بی‌ثباتی و بحران مالی فرآیندی است که طی آن نرخ‌های سود و بهای دارایی‌ها با تغییرات ناگهانی مواجه شده و با سرایت از یک دارایی به دارایی دیگر عملکرد کل ساختار و نظام مالی را مختل می‌سازد. بر اساس نظر بسیاری از اقتصاددانان هسته اصلی این بحران‌ها عمدتا مشکلات و بی‌ثباتی بانک‌ها بوده است. شواهد تجربی چهار دهه گذشته اقتصاد جهانی که چندین بحران مالی ازجمله بحران بانکی بین‌المللی ۱۹۷۷، بحران پس‌انداز و وام ۱۹۸۴، بحران مالی آسیا ۱۹۹۸ و بحران وام مسکن ۲۰۰۷ را تجربه کرده، موید این مطلب است و به ویژه بحران ۲۰۰۷ که نشان داده، بی‌ثباتی‌های بازارهای مالی آثار بسیار عمیقی بر اقتصاد کلان و متغیرهای اقتصادی به همراه دارد. این تحولات در مدل‌سازی و درک اثرگذاری بخش‌های مالی در انتقال آثار شوک‌ها و سیاست‌های کلان اقتصادی نقش بسزایی داشته است. بطوریکه موجب علاقه‌مندی سیاستگذاران به درک بهتر از تاثیر و بی‌ثباتی مالی و مکانیسم انتقال آن در اقتصاد کلان شده است (فرای مک کیبین و ژانگ[1]، ۲۰۱۶). پس بانک‌ها کانون اصلی بی‌ثباتی و یا ثبات مالی هستند، به ویژه در اقتصادی مانند ایران که بانک‌ها در فرآیند تامین مالی صنایع، شرکت‌ها و خانوارها سهم عمده‌ای داشته و وقوع بحران در آن‌ها به سرعت سایر موسسات مالی و اعتباری را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد.

از یک سو، با تحلیل و بررسی ساختار دارایی و بدهی و اجزای ترازنامه بانک‌ها می‌توان دریافت که در برخی از دوره‌های زمانی سیستم بانکی برای افزایش اعتبارات و تسهیلات، بیش از سپرده‌های موجود تسهیلات واگذار کرده؛ به طوری که حتی در برهه‌هایی شاخص مصارف به منابع بانکی به بیش از ۱۰۰ درصد و تا ۱۱۰ درصد افزایش داشته است (گزارش‌های بانک مرکزی، ۱۴۰۱). در این شرایط تامین کسری منابع، نیازمند افزایش استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی بوده که از یک طرف موجب بسط پایه پولی شده و از طرف دیگر سهم بدهی بانک‌ها در پایه پولی را به شدت افزایش داده است. به علاوه، افزایش افسار گسیخته مطالبات معوق بانک‌ها در ایران منجر به تبدیل قسمتی از مطالبات غیر جاری به دارایی غیرنقد مانند املاک و مستغلات شده و در نتیجه کاهش کیفیت دارایی بانک‌ها را موجب شده است. این مساله در کنار رشد و افزایش دارایی‌های بانکی، کاهش گردش دارایی‌های بانکی و توان اعطای تسهیلات بانک‌ها را به همراه داشته است.

---

[1]. Fry-McKibbin and Zheng

بدین ترتیب، ترازنامه بانک‌های کشور در سنوات گذشته مملو از دارایی‌های منجمد بوده و همراه با سیاست‌های اقتصادی ناصحیح دولت‌ها شرایطی را فراهم آورده که بر اساس آن چرخه معیوب عدم توانایی در اعطای تسهیلات، سودآوری پایین (و بعضا زیان‌دهی) و عدم توانایی در بازپرداخت تعهدات به سپرده‌گذاران شکل گرفته است. این چرخه با ایجاد ترازنامه، جریانات نقدی و درآمد-هزینه نامتعادل منجر به سیستم بانکی ناکارا شده که منشا ایجاد نقدینگی و متعاقبا آثار تورمی و رکودی در اقتصاد کشور است.

از سوی دیگر یکی از معیارهای نظام مالی کارا و باثبات این است که بصورت متناسب از فعالیت‌های اقتصادی حمایت کند و با اختصاص و عرضه تسهیلات به میزان مناسب موجبات بهبود سرمایه‌گذاری و مصرف را فراهم آورد. عرضه و افزایش تسهیلات بیش از حد می‌تواند ریسک را به اقتصاد و نظام مالی تحمیل کند و منجر به بروز بحران و بی‌ثباتی شود. بنابراین رشد تسهیلات و رشد نسبت تسهیلات به تولید ناخالص داخلی می‌تواند معیاری برای بروز بی‌ثباتی و بحران باشد که بنا بر پیشنهاد کمیته بال آستانه بحرانی آن با توجه به مشاهدات تجربی بحران مالی ۲۰۰۷، ۱۰ درصد است. در سنوات اخیر رشد تسهیلات در اقتصاد ایران همواره بیشتر از این آستانه بوده و در سنواتی رشد نسبت تسهیلات به تولید ناخالص داخلی نیز بیش از آستانه مذکور بوده است (بطور نمونه سال ۱۳۹۴) که این بیانگر عملکرد ریسک پذیرانه شبکه بانکی است. پس از این جهت پتانسل بروز بحران و بی‌ثباتی در اقتصاد ایران همواره وجود دارد (بیدگلی و همکاران، ۱۴۰۰).

در مجموع، شرایط عمومی اقتصاد کلان کشور در دهه اخیر تحت تاثیر عوامل مختلف داخلی و خارجی با وضعیت دشواری مواجه بوده است (اوج‌گیری تحریم‌های بین‌المللی در سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۹۰ در کنار رکود بی‌سابقه وتورم شتابان). بر این اساس، اقتصاد ایران تبعات منفی شدیدی را تجربه کرده که از آن جمله می‌توان به شکل‌گیری انتظارات غیرخوشبینانه نسبت به موقعیت آینده محیط اقتصادی کشور، نرخ رشد اقتصادی پایین، کاهش زیاد نرخ رشد سرمایه‌گذاری، خروج منابع مالی از فعالیت‌های سالم و مولد اقتصادی و بازارهای رسمی و در مقابل پررنگ شدن رفتارهای هیجانی و کاذب در بازارهای دارایی اشاره کرد. بنابراین در این پژوهش سعی شده با نقش واسطه‌گری بانک و مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) تاثیر بی‌ثباتی مالی بر متغیرهای اقتصادی کلان در ایران بررسی شود.

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه و در بخش دوم به بررسی ادبیات نظری تحقیق و مروری بر مطالعات پیشین پرداخته می‌شود. در بخش سوم روش تحقیق ارائه شده است. در بخش چهارم مدل تجربی تحقیق برآورد شده است. در نهایت در بخش انتهایی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مفهوم بی‌ثباتی مالی

بی‌ثباتی مالی یک مفهوم همه جانبه و دارای ابعاد مختلفی است و تاکنون تعاریف بسیاری از آن ارائه شده است. این تعاریف از رویکردهای متنوعی به بررسی و تبیین بی‌ثباتی مالی پرداخته و آن را در قالب مفاهیمی مختلفی تعریف کرده‌اند.

رویکرد وجود نوسانات: در برخی از تعریف‌ها از بی‌ثباتی مالی به عنوان نوسانات مالی یاد شده که در آن اقتصاد بصورت بالقوه تحت تاثیر نوسان قیمت دارایی‌ها و یا عملکرد ضعیف نهادهای مالی در انجام تعهدات خود دچار زیان و مشکلاتی شده است. در مورد این تعریف‌ها نکات ذیل قابل توجه است:

- علاوه بر رخداد زیان پتانسیل وقوع زیان نیز مطرح است.
- این تعریف شامل کلیه موسسات، بازارها و نهادهای بانکی و غیر بانکی است.

رویکرد عملکرد روان نظام اقتصادی: بر اساس تعریف فوت (خزانه‌داری انگلستان) بی‌ثباتی مالی شرایطی است که:

- اقتصاد دارای بی‌ثباتی پولی باشد (تورم فزاینده باشد)؛
- نرخ بیکاری طبیعی در اقتصاد وجود نداشته باشد؛
- بازارها و نهادهای مالی اصلی اقتصاد به درستی عمل نکند؛
- نوسانات قیمتی در دارایی‌های مالی و حقیقی باشد.

رویکرد واکنش نظام اقتصادی در برابر شوک‌ها: ولینک (بانک مرکزی هلند) بی‌ثباتی مالی را در شرایطی می‌داند که در آن سیستم مالی دچار تخصیص کارای منابع نبوده و قادر به خنثی کردن اثرات شوک‌ها و سرایت آثار آن به بخش حقیقی نیست. بر اساس این تعریف:

- سیستم مالی خود منشا ایجاد شوک بوده است؛

- بی‌ثباتی مالی عامل کاهش رشد اقتصادی است چرا که نظام مالی سهم عمده‌ای در انجام معاملات دارد.

رویکرد نرخ بهره بانکی: بر اساس تعریف اوزیلی[1] (۲۰۱۹) بی‌ثباتی و نوسانات در نرخ بهره بانکی در زمینه اعتبارات و تسهیلات اعطایی منجر به افزایش در ریسک تامین مالی بنگاه شده و این موضوع از طریق ترازنامه بانکی و همچنین عملکرد بنگاه بر متغیرهای اقتصادی مانند تولید و سرمایه‌گذاری اثرات منفی خواهد داشت. تغییرات در نرخ بهره منجر به افزایش در هزینه تامین سرمایه شده که از یک سو بی‌ثباتی مالی به همراه دارد و از سوی دیگر منجر افزایش در مطالبات غیرجاری بلندمدت می‌شود (موسوی و همکاران، ۱۴۰۰).

۲-۲- منابع بی‌ثباتی مالی

منابع بی‌ثباتی مالی را می‌توان به شرح موارد زیر بر شمرد:

الف- کاهش شفافیت: به علت آنکه بخشی قابل توجه از فعالیت‌های بانک‌ها خارج از چهارچوب ترازنامه صورت می‌گیرد، سرمایه گذاران و ناظران بانکی به این اطلاعات دسترسی ندارند؛ در نتیجه این مساله موجب کاهش شفافیت می‌شود.

ب- پویایی‌های بازار: جهانی شدن تامین مالی و افزایش اتکای تعداد زیادی از بنگاه‌ها، برای تامین مالی به بازارهای اوراق بهادار به جای بانک‌ها پویایی‌های بازار را متحول کرده است.

ج- ریسک بی‌توجهی: نااطمینانی‌های جدیدی که به طور ذاتی در پویایی‌های بازار وجود دارد، باعث ایجاد انگیزه در مشارکت‌کنندگان بازار خصوصی می‌شود تا فعالیت‌های خود را در مقابل ریسک‌های نوسانات شدید قیمت و تغییرات در نقدینگی بازار حفاظت کنند. بخش عمومی نیز برای رفع بحران در بازار مداخله کرده و نظم بازار را بر هم می‌زند؛

د- ریسک سیستمی: ریسک سیستمی ممکن است از بخش بانکی به بازارهای سرمایه و اوراق مشتقه منتقل شود و سیستم‌های تسویه خصوصی و اتاق‌های پایاپای را نیز در برگیرد.

ه- هزینه‌های تامین منابع تسهیلات

و- ریسک اعتباری: واسطه‌گران مالی و بانک‌ها نمی‌توانند بین وام‌گیرندگانی که نکول می‌کنند و وام‌گیرندگانی که بازپرداخت می‌کنند تمایز قائل شوند، بنابراین باید به هر دو با شرایط

---

[1]. Ozili

یکسان وام ارائه دهند (نادعلی، ۱۳۹۴؛ بکیروس و همکاران[1]، ۲۰۱۶).

۲-۳- شاخص بی‌ثباتی مالی

شاخص بی‌ثباتی مالی از تغییر در میزان متغیرهای نرخ بهره، عمق مالی، اعتبار داخلی ارائه شده به بخش خصوصی، اعتبار داخلی تهیه شده توسط بخش بانکی، نقدینگی، بدهی‌های بانکی، ارزش سهام معامله شده و گردش مالی بازار سهام ایجاد می‌شود.

شاخص‌های ریسک و بازدهی مانند نرخ بهره و نقدینگی شامل مواردی است که نشان می‌دهد، ریسک مالی افزایش یا کاهش می‌یابد و بنابراین می‌تواند ثبات بخش مالی را مختل کند. همچنین نرخ بهره به عنوان برآوردکننده کارآیی بخش بانکی است و با افزایش آن، اخذ تسهیلات توسط افراد ریسک‌پذیرتر صورت گرفته و معوقات بانکی افزایش می‌یابد. در ادامه، تسهیلات بیشتر در قسمت خرید و فروش دارایی‌ها و سفته‌بازی استفاده می‌شود که این موضوع بیانگر بی‌ثباتی مالی است (عرب و همکاران، ۱۴۰۱؛ پتکوسکی و کجوسوکی[2]، ۲۰۱۴).

نسبت پول گسترده به بر تولید ناخالص داخلی به عنوان عمق مالی مطرح می‌شود که اندازه سیستم بانکی و عرضه پول را نسبت به اقتصاد اندازه می‌گیرد و تغییرات بزرگ عرضه پول، ممکن است که به طور کلی نشان‌دهنده وجود مشکلات مالی و یا اقتصادی باشد. عمق مالی بی‌ثباتی مالی را تنها تا آستانه خاصی کاهش می‌دهد اما پس از آن باعث افزایش بی‌ثباتی مالی می‌شود (گورو و یاداف، ۲۰۱۹).

رشد اعتبار بیانگر نفوذ بانک در اقتصاد نسبت به تولید ناخالص داخلی است. کمبود عرضه اعتبار و افزایش هزینه آن و عرضه بیش‌ازحد آن موجب بروز اختلال و نوسان در عملکرد سایر بازارهای مالی می‌شود (عرفانی و طالب بیدختی، ۱۳۹۷؛ گلدستین و همکاران[3]، ۲۰۰۰). اعتبارات بانکی نحوه تخصیص منابع اقتصاد را نشان می‌دهد و تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی رابطه مستقیمی با سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. عدم دسترسی کافی به اعتبارات بانکی موجب ریسک نقدینگی فقر و عدم تأمین مالی طرح‌های اقتصادی شده و افزایش بدون کنترل و بیش‌ازحد آن نیز موجب افزایش تورم و بحران مالی می‌شود. گنجاندن معیار نقدینگی بدهی‌ها مهم است؛ زیرا

---

1. Bekiros et al.
2. Petkosky and Kjosevski
3. Goldstein et al.

تغییرات زیاد این متغیر در بانک‌ها، ممکن است نشان‌دهنده یک بحران باشد که از بین رفتن اعتماد عمومی، هجوم برای برداشت سپرده‌ها و عدم توانایی مؤسسات و شرکت‌ها در بازپرداخت بدهی‌های خود به بانک‌ها را منعکس می‌کند (عرب و همکاران، ۱۴۰۱).

با توجه به اهمیت بازار سهام، تغییرات متغیرهای مالی بازار سهام (مانند ارزش سهام معامله شده و گردش مالی بازار سهام) نیز در محاسبه شاخص‌های بی‌ثباتی به کار گرفته می‌شوند. متغیرهای یاد شده بیانگر نقدینگی بازار سهام بوده و متغیر گردش مالی، نشانگر بزرگی این بازار نیز هست. بنابراین متغیرهای مالی نماینده نوسانات بازار سهام هستند (صادقی شاهدانی و محسنی، ۱۳۹۲). بی‌ثباتی این متغیرها بیانگر کاهش نقدینگی، سقوط ارزش سهام و در نتیجه بی‌ثباتی مالی بازار سهام است.

سیستم مالی توسعه‌یافته و کارآمد می‌تواند با کاهش هزینه‌های مبادله، دسترسی و تحلیل اطلاعات موجب تخصیص بهتر منابع و کاهش فقر شود. فقرا در برابر بحران‌های بانکی، آسیب‌پذیرتر از ثروتمندان هستند؛ چون وقتی سپرده‌ها مسدود و یا نقدینگی بازار سهام کاهش یابد، نمی‌توانند مانند افراد غنی از سایر دارایی‌های خود استفاده کنند و یا پس‌انداز خود را در بانک‌های خارجی و جای دیگری سرمایه‌گذاری کنند. هنگامی که بانک‌ها دچار بحران هستند شروع به سهمیه‌بندی وام‌های کوچک می‌کنند، زیرا این تسهیلات برای آن‌ها سود کمتری دارند و همچنین فقرا، قدرت مذاکره‌شان کم است. برای این منظور نیز از عناوین حساب‌های ترازنامه‌های بانکی و متغیرهای مالی بازار سهام استفاده شده است.

با توجه به مطالعه تحقیقات موجود و مرتبط بودن حساب‌ها با موضوع تحقیق حاضر و اطلاعات موجود در بانک جهانی ترکیب‌های مختلف و میزان همبستگی آن‌ها مورد سنجش قرار گرفت و نهایتاً در بخش بانکی متغیرهای اعتبار داخلی ارائه شده به بخش خصوصی توسط بانک‌ها نسبت به تولید ناخالص داخلی، عمق مالی که از پول گسترده نسبت به تولید ناخالص داخلی به دست آمده و بدهی‌های نقدینگی در بازار سهام، متغیر گردش مالی بازار سهام و ارزش سهام معامله شده که بیانگر نقدینگی این بازار است برای ایجاد شاخص توسعه استفاده شد. قابل ذکر است که متغیر گردش مالی بازار سهام علاوه بر نقدینگی بیانگر اندازه بازار نیز است که هر دو از ملاک‌های توسعه بازار مالی هستند.

۲-٤- مروری بر مطالعات پیشین

نگاهی به مطالعات پیشین صورت گرفته در زمینه بی‌ثباتی مالی مشخص می‌کند که این مطالعات در قالب دو گروه انجام گرفته است. دسته اول مطالعات مبتنی بر مدل‌های سری زمانی است. این مطالعات برای شاخص بی‌ثباتی مالی از مدل‌های مبتنی بر واریانس ناهمسانی و GARCH استفاده کرده‌اند که به تنهایی قادر به توضیح‌دهندگی بی‌ثباتی مالی نبوده است. مطالعات دسته دوم در قالب رویکرد تعادل عمومی انجام گرفتند. این مطالعات به منظور مدل‌سازی بی‌ثباتی مالی از شوک‌هایی مانند نقدینگی، اعتبارات بانکی و ... استفاده کرده و به مدل‌سازی بخش مالی و سیستم بانکی نپرداخته‌اند. به همین دلیل مطالعه حاضر با جمع‌بندی تمامی رویکردها سعی در استفاده از شاخص بی‌ثباتی مالی ترکیبی و مدل‌سازی بخش مالی اقتصاد کرده است.

ماکری چوریتی و همکاران[1] (۲۰۲۰) به بررسی تعامل بین بی‌ثباتی مالی و رشد اقتصادی با نقش تعدیل‌کننده فرهنگ و اعتماد پرداخته‌اند. آن‌ها از کشورهای عضو اتحادیه اروپا طی دوره زمانی ۲۰۰۲–۲۰۱۸ استفاده کرده و نشان می‌دهند که اثر تعدیل‌کننده نااطمینانی (بی‌ثباتی) و اعتماد در مصرف و سرمایه‌گذاری جریان دارد. همچنین در طول بحران مالی جهانی، اثر تعدیل اعتماد در رشد اقتصادی ضعیف است، در حالی که اثر نااطمینانی و بی‌ثباتی در رشد اقتصادی بالاست.

بارتسیوتیس و کونستانتینوس[2] (۲۰۲۰) برای نشان دادن اثر و انتقال شوک نقدینگی از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با اعمال نقش واسطه‌گری مالی با اصطکاک اعتباری و نقدینگی استفاده کرده‌اند. آن‌ها نشان دادند که شوک نقدینگیِ پیشگیرانه از دو کانال کار می‌کند: افزایش سطح ذخایر و افزایش نرخ سپرده. اولی یک اثر ترازنامه است که نسبت وام به سپرده را کاهش می‌دهد؛ اما نرخ سپرده بالاتر بر تصمیمات بین زمانی خانوارها و هزینه استقراض به شرکت‌ها تاثیر می‌گذارد.

ژیبنو[3] (۲۰۱۹) به بررسی آثار سیاست‌های پولی و بدهی عمومی بر رابطه بین بی‌ثباتی مالی و رشد اقتصادی در کشورهای غرب آفریقا پرداخته است. در این مطالعه یک مدل رگرسیون آستانه‌ای ملایم پانل برای سال‌های ۱۹۹۰–۲۰۱۶ برآورد شده است. نتایج حاکی از آن بود که رابطه بین رشد تولید ناخالص داخلی و میزان استرس مالی به تغییرات در نرخ بهره و سطح نسبت بدهی به تولید

---

1. Makrychoriti et al.
2. Bratsiotis and Konstantinos
3. Zhibno

ناخالص داخلی بستگی دارد.

گریتن و کیلو[1] (۲۰۱۹) در مقاله‌ای با عنوان بی‌ثباتی مالی، توسعه نهادی و بحران اقتصادی در اروپای شرقی به بررسی بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۱۰ در یازده اقتصاد نوظهور اروپای شرقی (ارمنستان، آذربایجان، بلاروس، بلغارستان، گرجستان، قزاقستان، جمهوری قرقیزستان، مولداوی، رومانی، تاجیکستان و اوکراین) می‌پردازند. بر اساس نتایج بدست آمده مشخص شد که در طول سال‌های بحران افزایش بی‌رویه پول و اعتبار باعث تورم و رکود در اقتصاد شده است.

فرر و همکاران[2] (۲۰۱۸) تعاملات بین بی‌ثباتی مالی و فعالیت اقتصادی را با استفاده از تجزیه و تحلیل زمانی و فرکانسی موجک در آمریکا مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که از زمان بحران مالی سال ۲۰۰۷ تاثیر بی‌ثباتی مالی در فعالیت‌های اقتصادی منفی و معنی‌دار بوده است.

وارسترم[3] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه غیرخطی بین بی‌ثباتی مالی، سیاست پولی و چرخه تجاری با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۹۸۹-۲۰۱۴ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد به طور متوسط اثر تکانه‌ها بر رشد تولید ناخالص داخلی در رژیم بی‌ثباتی مالی بیشتر است. البته به نظر می‌رسد، تاثیر تکانه‌های سیاست پولی بر رشد تولید در طول زمان‌های بی‌ثباتی مالی، بیشتر و سریعتر اما با دوام کمتر است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تکانه‌های مالی (تورم، نرخ بهره بین بانکی و شاخص استرس مالی) در دوره‌های بی‌ثباتی مالیِ بالا، در مقایسه با دوره‌های استرس مالیِ پایین، باعث کاهش بیشتر در رشد تولید ناخالص داخلی می‌شوند.

فلورو و ون رویه[4] (۲۰۱۷) به بررسی آثار آستانه‌ای بی‌ثباتی مالی در نقش سیاست پولی در گروهی از اقتصادهای پیشرفته و نوظهور با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۹۹۴-۲۰۱۳ پرداخته‌اند. برای این منظور، از مدل رگرسیون آستانه‌ای پانل پویا برای برآورد مدل استفاده شده است. نتایج تحقیق حاکی از آن بود که در اقتصادهای پیشرفته، در شرایط بالای بی‌ثباتی مالی شوک وارد شده از ناحیه این متغیر منجر به کاهش در عملکرد سیاست پولی شده است.

---

1. Grytten and Koilo
2. Frerr et al.
3. Warström
4. Floro and Van Roye

چاملیجا[1] (۲۰۱۶) واکنش سیاست پولی به بی‌ثباتی مالی را با استفاده از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته و داده‌های ماهانه طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۱۵ در ترکیه مورد بررسی قرار داده است. همچنین در این مطالعه به بررسی اینکه آیا با تغییر رگرسیون زیرنمونه پاسخ سیاست پولی به بی‌ثباتی مالی بعد از سال ۲۰۱۰ تغییر می‌کند یا خیر، پرداخته شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که پاسخ‌گویی سیاست پولی به بی‌ثباتی مالی بعد سال ۲۰۱۰ بیشتر از دوره قبل از سال ۲۰۱۰ است.

خطاب و همکاران[2] (۲۰۱۵) به بررسی تعاملات بین توسعه مالی، بی ثباتی مالی و رشد اقتصادی در کشورهای مغرب زمین پرداخته‌اند. تجزیه و تحلیل به دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۳ و نمونه‌ای از پنج کشور منطقه مربوط می‌شود که برای تخمین مدل خودرگرسیون برداری پانلی استفاده شدند. نتایج نشان دادند که: ۱) توسعه مالی تأثیرات مثبتی بر خود و رشد اقتصادی دارد اما تأثیر منفی بر بی‌ثباتی مالی دارد؛ ۲) بی‌ثباتی مالی تأثیر منفی بر توسعه مالی، تأثیر مثبت بر خود و رشد اقتصادی دارد؛ ۳) رشد اقتصادی موجب توسعه مالی و بی‌ثباتی مالی می‌شود و روی خودش هم تاثیر مثبت دارد؛ ۴) در نهایت، آزادسازی مالی در یک محیط کمتر فاسد باعث ارتقای توسعه مالی می‌شود.

فتاحی (۱۳۹۹) به بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و تکانه‌های سیاست پولی در بی‌ثباتی مالی در ایران با استفاده از رهیافت الگوی خودرگرسیونی باوقفه‌های توزیعی غیر خطی طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۵ پرداخته است. بدین منظور، سه مدل برآورد شده که در مدل اول آثار نامتقارن تکانه‌های بی‌ثباتی مالی در رشد اقتصادی و در دو مدل بعدی آثار نامتقارن تکانه‌های سیاست پولی بررسی شده است. نتایج مدل اول نشان می‌دهد که تکانه مثبت بی‌ثباتی مالی اثر منفی و تکانه منفی بی‌ثباتی مالی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. در مدل دوم هم نتایج نشان می‌دهدکه تکانه مثبت نرخ بهره موجب افزایش و تکانه منفی نرخ بهره موجب کاهش بی‌ثباتی مالی می‌شود. نتایج مدل سوم هم بیان می‌کند که تکانه مثبت رشد نقدینگی اثر مثبت و تکانه منفی رشد نقدینگی اثر منفی در بی‌ثباتی مالی دارد.

قاسمی و اکبری مقدم (۱۳۹۸) به بررسی بی‌ثباتی مالی تحت یک مدل تعادل پویای تصادفی در اقتصاد ایران پرداختند. برای این منظور از سری زمانی فصلی برای سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۹۶ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که یک تکانه مثبت تکنولوژی منجر به افزایش در بهره‌وری عوامل

---

1. Çamlıca
2. Khattab et al.

تولید، حجم سرمایه و نیروی کار شده است. در ادامه، به دلیل افزایش عرضه کل اقتصاد، میزان تورم در اقتصاد کاهش می‌یابد. کاهش تورم و افزایش جذب منابع بانکی، ثبات مالی بانک‌ها را افزایش می‌دهد.

صدقی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی نوسانات نرخ ارز، بی‌ثباتی مالی، و سیاست پولی بهینه پرداخته است. برای این منظور، از مدل تعادل تصادفی پویا استفاده شده است. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که بانک مرکزی نباید مستقیما در واکنش به تغییرات نرخ واقعی ارز، نرخ بهره را تغییر دهد مگر در شرایطی که بدهی‌های معوق به قدری باشد که موجب بر هم خوردن تعادل مالی و فرایند درخواست و اعطای تسهیلات شود.

با مروری بر مطالعات پیشین مشخص شد که نوآوری مطالعه حاضر در استفاده از معیار شرایط مالی به عنوان شاخصی نوین برای بی‌ثباتی مالی در اقتصاد کشور بوده است که یک شاخص جامع و ترکیبی از متغیرهای مالی و اقتصادی است. همچنین استفاده از رویکرد DSGE منجر به شناسایی و بررسی اثرات شوک بی‌ثباتی مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی با لحاظ پویایی روابط بین متغیرها می‌شود.

۳- روش‌شناسی

۳-۱- بخش خانوار

در بخش خانواده، یک نماینده با عمر نامحدود در نظر گرفته می‌شود که با مصرف کالا و خدمات و نگهداری پول، مطلوبیت به دست می‌آورد و با کار کردن، مطلوبیت آن کاهش می‌یابد. تابع مطلوبیت در نظر گرفته شده در مدل کینزی جدید برای این خانواده نماینده به شرح زیر است (توکلیان، ۱۳۹۵):

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_t \left[\frac{(c_t)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{(N_t)^{1+\sigma_n}}{1+\sigma_n} + \frac{1}{1-b} \left(\frac{M_t^h}{P_t} \right)^{1-b} \right] \qquad (۱)$$

معادله بالا نشان می‌دهد که بخش خانواده در اقتصاد به دنبال انتخاب بهینه در مورد مصرف واقعی (c_t) عرضه نیروی کار (n_t) و نگهداری پول (m_t^h) است. در این معادله، E_t تابع انتظار است، $0 \leq \beta \leq 1$ نشان‌دهنده ضریب تنزیل، $\sigma_c \neq 1$ معکوس کشش جایگزینی بین زمانی مصرف، σ_n معکوس کشش جایگزینی بین زمانی کار و $b \neq 1$ کشش بهره پول است. خانواده نماینده میزان نقدینگی M_{t-1} را از دوره قبل وارد دوره جاری کرده و N_t نیروی کار دارد که آن را به بنگاه‌های

تولیدکننده عرضه می‌کند یعنی $N_t = \int_0^1 N_{j,t} dj$. این خانواده با عرضه نیروی کار دستمزد w_t را گرفته و به دولت مالیات T_t را پرداخت می‌کند. به علاوه، فرض بر این است خانواده ریسک‌گریز بوده و مقدار D_t پس‌انداز خود را در بانک‌ها سپرده‌گذاری می‌کند که D_t^s سپرده بلندمدت است و نرخ سود $R_t^{ds} = 1 + r_t^{ds}$ به آن تعلق می‌گیرد. مابقی نیز D_t^d سپرده‌های دیداری است (لازم به ذکر است که برخی خانواده‌ها در دنیای واقعی پس‌انداز برای سپرده‌گذاری دارند و خانواده‌های دیگر پس‌انداز برای سپرده‌گذاری ندارند و همچنین برای رفع نیاز خود تسهیلات بانکی دریافت می‌کنند). همچنین فرض بر این است عرضه سپرده به بانک‌های مختلف از $D_t = \int_0^1 D_{j,t} dj$ پیروی می‌کند.

از طرف دیگر، خانواده‌ها تمایل دارند اوراق مشارکت (b_t) را بخرند و از عایدی آن بهره‌مند شوند. فرض دیگر برای بخش خانواده این است که خانواده‌ها از تسهیلات بانکی هم برای تامین هزینه‌های جاری خود استفاده می‌کنند (l_t^h)؛ در واقع زمانی که خانواده به این نتیجه می‌رسد که مصرف آن در دوره اخیر بیشتر از درآمدش بوده است، از درآمد سال‌های آتی استفاده می‌کند، با نرخ بهره ltv_t^{lh} و برای سرمایه‌گذاری (l_t^i). دلیل آن این است که خانواده‌ها به عنوان صاحبان بنگاه‌های تولیدی در نظر گرفته می‌شوند که از بانک‌ها تسهیلات دریافت می‌کنند تا با سودآوری تولید سرمایه‌گذاری کنند و آن را در دوره بعد با سود آن برگردانند ltv_t^{li}. به طور قابل توجهی، فرض بر این است که هر چه نرخ سود تسهیلات سرمایه‌ای بالاتر باشد، تقاضا برای تسهیلات سرمایه‌ای بیشتر می‌شود و بالعکس زیرا $r_t^k > r_t^{li} \rightarrow r^k - r^{li}$ حاشیه سود سرمایه‌گذاری:

$$l_t^i = qu * r_t^k$$

معادله قید بودجه برای خانواده به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$c_t + m_t^h + d_t^s + d_t^d + i_t + t_t + \left(1 + ltv_{t-1}^{lh}\right)\left(\frac{l_{t-1}^h}{\pi^t}\right) + \left(1 + ltv_{t-1}^{li}\right)\left(\frac{l_{t-1}^i}{\pi_t}\right) + b_t =$$
$$w_t n_t + r_t^k k_t + \left(1 + r_{t-1}^{dt}\right)\frac{d_{t-1}^s}{\pi_t} + \frac{d_{t-1}^d}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}^h}{\pi_t} + \frac{\pi_t^f}{P_t} + \frac{\pi_t^B}{P_t} + \left(1 + r_{t-1}^b\right)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} \qquad (۲)$$

که در آن π_t^f و π_t^B سود بنگاه و سود بانکی فرض می‌شود که متعلق به خانواده‌ها است زیرا آن‌ها مالک بنگاه و بانک هستند. خانواده نماینده همچنین با محدودیت دیگری به نام محدودیت سرمایه مواجه است که به عنوان معادله ۳ در نظر گرفته شده است:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t + l_t^i - \frac{\varphi_k}{2}\left(\frac{k_{t+1}}{k_t} - 1\right)^2 \qquad (۳)$$

که در آن $0 < \delta < 1$ نرخ استهلاک سرمایه و $\varphi_k \geq 0$ هزینه تعدیل سرمایه است.

۳-۲- بنگاه

بنگاه‌ها در این بخش به دو دسته تولید کنندگان کالاهای واسطه و نهایی تقسیم می‌شوند.

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای: فرض می‌شود که بنگاه واسطه یک کالا (j) را با ترکیبی از کار و سرمایه تولید می‌کند و در شرایط رقابت ناقص تحت مدل کینزی جدید می‌فروشد. همچنین فرض بر این است که بنگاه‌های واسطه، تسهیلات سرمایه در گردش (l_t^f) را برای پرداخت بخشی از هزینه‌های نیروی کار و تامین سرمایه دریافت می‌کنند. بنابراین، تابع تولید زیر در این زمینه برای بنگاه‌های واسطه بر اساس ادبیات در نظر گرفته شده است:

$$Y_{j,t} = A_t K_{j,t}^{\alpha} N_{j,t}^{1-\alpha} \qquad (۴)$$

که در آن $\alpha \in (0,1)$ کشش جایگزینی نیروی کار- سرمایه و A_t تکنولوژی را نشان می‌دهد. تکنولوژی به عنوان یک معادله خودهمبسته مرتبه اول به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + (1-\rho_A)\bar{A} + \varepsilon_{A,t}, \quad \rho_A \in (0,1) \qquad (۵)$$

در معادله بالا، $\varepsilon_{A,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_{A,t}})$ تکنولوژی یا شوک بهره‌وری را نشان می‌دهد که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\sigma_{\varepsilon_{A,t}}$ است. همان‌طور که بیان شد، بنگاه‌های واسطه‌ای برای تامین بخشی از هزینه‌های تولید خود (γ) از تسهیلات بانکی استفاده می‌کنند:

$$L^f{}_{j,t} = \gamma\left(P_{j,t} r_t^k k_{j,t} + P_{j,t} w_t n_{j,t}\right) \qquad (۶)$$

از سوی دیگر، واسطه‌ها بر اساس دیدگاه روتمبرگ (۱۹۸۲) با هزینه‌های تعدیل زیر روبرو هستند:

$$PAC_{j,t} = \frac{\varphi_p}{2}\left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}(\bar{\pi})} - 1\right)^2 Y_t \qquad (۷)$$

که در آن $\varphi_p \geq 0$ پارامتر هزینه تعدیل یا درجه چسبندگی قیمت، $\bar{\pi}$ نرخ تورم در تعادل ثابت و Y_t کل تولید است. بنگاه نماینده عموماً در بنگاه واسطه یا به دنبال حداکثر کردن سود است یا به حداقل رساندن هزینه‌های خود. در این مطالعه تابع هدف به عنوان معادله ۸ در نظر گرفته شده که تصمیم بهینه برای به حداکثر رساندن سود شرکت می‌گیرد (احمدیان، ۱۳۹۴):

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \left[\lambda_t \beta^t \frac{\pi_t^f}{P_t}\right] \qquad (۸)$$

که در آن تابع سود اسمی بنگاه (π_t^f) به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$\pi^f_{j,t} = P_{j,t} Y_{j,t} - P_t mc_t Y_{j,t} - PAC_{j,t} \qquad (۹)$$

در این معادله $PAC_{j,t}$ هزینه تعدیل قیمت است و $\mathrm{mc_t}$ هزینه تولید هدف را نشان می‌دهد. از این رو، بنگاه واسطه نماینده، سود مورد انتظار خود را با توجه به روابط (۴-۷)، موجودی سرمایه $k_{\mathrm{j,t}}$، نیروی کار ($N_{\mathrm{j,t}}$) و تسهیلات دریافتی $l^f{}_{\mathrm{j,t}}$ حداکثر می‌کند.

بنگاه تولید کننده کالای نهایی: بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، کالاهای واسطه‌ای را از تولیدکنندگان خود خریداری و سپس محصول مورد نظر را با استفاده از تابع جمعی دیکسیت-استیگلیتز[1] تولید می‌کند. معادله زیر تابع تولید این نوع بنگاه را نشان می‌دهد (نژاد آقائیان وش و همکاران، ۱۴۰۱):

$$\mathrm{Y_t} = \left(\int_0^1 \mathrm{Y_{j,t}}^{\left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)} \mathrm{d_j}\right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \theta > 1 \qquad (۱۰)$$

که در آن $Y_{j,t}$ کالای متوسط را نشان می‌دهد j و θ کشش جایگزینی ثابت است. بنگاه تولیدکننده نهایی به دنبال حداکثر کردن سود خود با نشان دادن خرید بهینه کالاهای واسطه‌ای بر اساس قیمت آن‌ها است. پس از به حداکثر رساندن سود و استخراج شرایط مرتبه اول، تقاضای کالای تولید شده توسط هر بنگاه واسطه به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\mathrm{Y_{j,t}} = \left(\frac{\mathrm{P_{j,t}}}{\mathrm{P_t}}\right)^{-\theta} \mathrm{Y_t} \qquad (۱۱)$$

که در آن تقاضا برای کالا j تابعی از قیمت نسبی $\frac{\mathrm{P_{j,t}}}{\mathrm{P_t}}$ (نسبت آن کالا به متوسط قیمت) و تولید کالای هدف $\mathrm{Y_t}$ است. سپس با اعمال شرط سود صفر برای تولیدکننده کالای هدف، قیمت کالای هدف به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\mathrm{P_t} = \left(\int_0^1 \mathrm{P_{j,t}^{1-\theta}} \mathrm{d_j}\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۱۲)$$

۳-۳- بخش بانک

نماینده‌ای در بانک وجود دارد که عملیات واسطه‌گری را در وضعیت رقابت انحصاری انجام می‌دهد، به این ترتیب که سپرده‌ها را به اعتبارات اختصاص می‌دهد. علی رغم وجود بازار رقابت انحصاری در سیستم بانکی، بانک تعیین کننده نرخ سود سپرده نیست و بانک مرکزی، نرخ سود سپرده را به عنوان مقام پولی تعیین می‌کند. بانک سپرده افراد و خانوارها (d_t) را جمع‌آوری کرده و در مقابل آن نرخ سود (r_t^d) را می‌پردازد، همچنین به بنگاه‌های متقاضای دریافت تسهیلات پس

[1]. Dixit Stiglitz

از کسر ذخایر قانونی (rr_t) تسهیلاتی (l_t) با نرخ (r_t^b) پرداخت می‌کند. یکی از مفروضات در نظر گرفته شده در این بخش این است که اگر بانک نماینده با کمبود منابع مواجه شد، می‌تواند با پرداخت نرخ سود ثابت (d_t^{ib}) (r_t^{dib}) از بازار بین بانکی موجود وام بگیرد.

بازار بین بانکی جایی است که بانک‌هایی با منابع مازاد به بانک‌هایی که با کمبود منابع مواجه هستند وام می‌دهند. نرخ بازپرداخت توافقی در این بازار بر اساس نسبت کفایت سرمایه تعیین می‌شود. در این مدل میزان قرض گیری بانک بر اساس رتبه اعتباری بانک‌ها رخ می‌دهد و در صورت پایین بودن رتبه اعتباری نرخ بین بانکی بالاتر از نرخ سود سپرده و کمتر از نرخ بازپرداخت تسهیلات تعیین می‌شود. در صورت تمایل بانک‌ها به بازپرداخت وام به بازار بین بانکی، نرخ سود بازار بین بانکی بالاتر از نرخ سود تسهیلات است که می‌تواند تاثیر منفی بر عرضه اعتبار داشته باشد. از طرف دیگر، اگر نرخ سود بازار بین بانکی کمتر از نرخ سود سپرده باشد، بانک‌ها حاضر نیستند منابع مالی مازاد خود را در این بازار عرضه کنند. بنابراین، تابع در نظر گرفته شده برای تامین منابع مازاد بانکی به بازار بین بانکی بر اساس واقعیت‌های غالب در شبکه بانکی دولتی به شرح زیر است (احمدیان ۱۳۹۴):

$$l_t^{ib} = d_t^{\emptyset_{lib}^d} \left(l_{t-1}^{ib}\right)^{\emptyset_{lib}^{lib}} \qquad (۱۳)$$

به علاوه، فرض بر این است که بانک‌ها ملزم به رعایت مقدار معینی از بدهی به بازار بین بانکی هستند. در غیر این صورت، انحراف از این مبلغ، آن‌ها را با هزینه‌های زیر مواجه می‌کند (پروین، ۱۳۹۳):

$$\frac{1}{2}\varphi_{dib}\left(\frac{d_t^{ib}}{\bar{d}} - 1\right)^2 \qquad (۱۴)$$

بنابراین، تابع رفتاری زیر برای سپرده‌های مطالبه شده از بازار بین بانکی مشخص می‌شود:

$$d_t^{ib} = \left(d_{t-1}^{ib}\right)^{\emptyset_{dib}^{dib}} (y_t)^{\emptyset_{dib}^{y}} \qquad (۱۵)$$

فرض دیگر بانک‌ها، رعایت حداقل نسبت کفایت سرمایه (CAR) اعلام شده توسط بانک مرکزی است. در صورت تخلف معادل هزینه تعدیل (k_b) به بانک‌ها تحمیل می‌شود:

$$\frac{k_b}{2}\left(\frac{k_t^b}{l_t} - \overline{car}\right)^2 k_t^b \qquad (۱۶)$$

در نهایت عملکرد سود بانک نماینده بر اساس مندرجات به شرح زیر است:

$$\pi_t^B = \alpha^b\left(1+r_t^{lf}\right)l_t^{lf} + (1+r_t^{lh})l_t^h + \left(1+r_t^{bi}\right)l_t^i + \left(1+r_t^{iB}\right)l_t^{iB} + km - (1+ r_t^{ds})d_t^s - d_t^d - \left(1+r_t^{diB}\right)d_t^{iB} - \frac{1}{2}\emptyset dib\left(\frac{d_t^{ib}}{\bar{d}}\right)^2 - \frac{kb}{2}\left(\frac{k_t^b}{l_t} - \overline{car}\right)^2 k_t^b - \emptyset^B \quad (۱۷)$$

که در آن km کارمزدی است که بانک‌ها از مشتریان خود برای ارائه خدماتی که ثابت در نظر گرفته می‌شود برای جلوگیری از پیچیدگی محاسبات دریافت می‌کنند. به علاوه، بانک‌ها با هزینه‌های غیرعملیاتی (مانند هزینه‌های اداری و پرسنلی، هزینه‌های استهلاک اموال و هزینه‌های مطالبات مشکوک الوصول) علاوه بر هزینه‌های عملیاتی پولی (پرداخت سود به سپرده‌ها) مواجه هستند که همگی با هم به صورت φ^{B} نشان داده می‌شوند. پس بانک نماینده تابع سود خود را بر اساس محدودیت‌های زیر به حداکثر می‌رساند:

$$l_{\mathrm{t}}^{\mathrm{f}} + l_{\mathrm{t}}^{\mathrm{i}} + l_t^h = (1-\mathrm{rr_t})\mathrm{d}_t + d_{\mathrm{t}}^{\mathrm{iB}} + \mathrm{k}_{\mathrm{t}}^{\mathrm{B}} - l_t^{iB} \quad (۱۸)$$

$$k_t^B = \left(1-\delta_{k^B}\right)k_{t-1}^B \quad (۱۹)$$

شوک بی‌ثباتی مالی در این مطالعه بر اساس نرخ بهره بانکی (نرخ سپرده و تسهیلات) در نظر گرفته شده است که تغییرات در این متغیر بر عملکرد مالی بانک به ویژه تسهیلات بانکی و متغیرهای کلان اقتصادی اثر گذار است. این موضوع بر اساس یک فرآیند خودهمبسته از مرتبه اول در نظر گرفته شده است:

$$r_{\mathrm{t}}^b = \rho_{r^b}\mathrm{r}_{\mathrm{t-1}}^{\mathrm{b}} + \left(1-\rho_{r^b}\right)\overline{\mathrm{r}^{\mathrm{b}}} + \varepsilon_{r^b,t}, \quad \rho_{r^b} \in (0,1) \quad (۲۰)$$

که در آن، $\varepsilon_{\mathrm{r^b,t}} \sim N\left(0, \sigma_{\varepsilon_{r^b,t}}\right)$ شوک بهره بانکی را نشان می‌دهد و فرض می‌شود دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\sigma_{\varepsilon_{A,t}}$ است.

۳-٤- بخش دولت

قید بودجه دولت به قیمت حقیقی از طریق رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$g_t + \frac{(1+r_{t-1}^d)b_{t-1}}{\pi_t^c} = \frac{w.OR_t}{p_t^c} + T_t + \frac{GBD}{p_t^c} + other_t \quad (۲۱)$$

که در آن $\mathrm{g_t}$ کل مخارج دولت، $0R_t$ درآمدهای نفتی، b_t اوراق مشارکت، T_t درآمدهای مالیاتی، $other$ سایر درآمدها، GBD_t کسری بودجه دولت است. علاوه بر این دولت (w) درصد از درآمد نفت را از طریق بودجه خرج می‌کند. فرض شده که درآمدهای حاصل از صادرات نفت از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند. این فرآیند با یک شوک که می‌تواند ناشی از تغییرات صادرات نفت، تغییرات در قیمت نفت یا تغییر در نرخ ارز باشد (و همه این شوک‌ها در ε_{or} خلاصه

شده) به شکل رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$or_t = \rho_{or}\, or_{t-1} + (1-\rho_{or})\overline{or} + \varepsilon_{or,t}, \quad \rho_{or} \in (0,1) \qquad (۲۲)$$

در رابطه فوق $\overline{or}$ نشان دهنده سطح با ثبات درآمدهای نفتی است. فرض می‌شود که درآمدهای نفتی حاصل از صادرات نفت مقدار ثابتی است و تمام نفت تولیدی صادر و به قیمت‌های تعیین شده در بازارهای جهانی به فروش می‌رسد و براساس نرخ ارزی که به صورت برون‌زا توسط دولت تعیین شده، به ریال تبدیل می‌شود.

۳-۵- سیاست‌گذار پولی

در چارچوب این مدل، بانک مرکزی از استقلال و ابزارهای کافی جهت تعیین حجم پول برخوردار نیست که در آن سیاست مالی دولت بر سیاست پولی بانک مرکزی جهت تعیین حجم پول مسلط است. فرض شده که پایه پولی شامل بدهی دولت به بانک مرکزی (GD) و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (FR) است (گودرزی و همکاران، ۱۴۰۰):

$$H_t = GD_t + FR_t$$

بدهی دولت به بانک مرکزی و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی نیز در هر دوره از روابط زیر تبعیت می‌کنند:

$$GD_t = GBD_t + GD_{t-1} \qquad (۲۳)$$

$$FR_t = FR_{t-1} + ER_t(CR_tOR_t) \qquad (۲۴)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بدهی دولت به بانک مرکزی به طور کامل توسط سیاست مالی دولت و کسری بودجه دولت تعیین می‌شود. دارایی‌های خارجی بانک مرکزی نیز ضریبی از درآمدهای نفتی است که بانک مرکزی تنها از طریق تغییر این ضریب قادر است بر فرآیند انباشت دارایی‌های خارجی خود تأثیر گذار باشد. به عبارت بهتر در چارچوب این مدل، دولت عامل اصلی تعیین پایه پولی از مسیر سیاست مالی است و بانک مرکزی تنها از طریق تغییر ضریب انباشت درآمدهای نفتی (CR) قادر است بر پایه پولی اثرگذار باشد. در عین حال، در این الگو فرض می‌شود که ضریب فزاینده پولی برابر یک است. بنابراین میزان حجم پول در اقتصاد در هر دوره عبارت است از:

$$M_t = H_t = (GD_t + FR_t) \qquad (۲۵)$$

با توجه به عوامل تعیین کننده پایه پولی، تنها ابزار بانک مرکزی در اعمال سیاست پولی، تغییر ضریب انباشت درآمدهای نفتی (CR) است. فرض شده که بانک مرکزی بر اساس یک ملاحظه

سیاستی که در آن نرخ ارز به عنوان لنگر اسمی است به سیاست‌گذاری می‌پردازد (حسینی و اصغرپور، ۱۴۰۰):

$$\left(\frac{CR_t}{CR}\right) = \left(\frac{gexr_t}{gexr}\right)^{-\mu_{er}} \quad (۲۶)$$

با تقسیم طرفین این رابطه بر P_t پایه پول حقیقی رابطه زیر خواهد بود. فرض می‌شود که انباشت دارایی‌های خارجی حقیقی بانک مرکزی به صورت زیر باشد:

$$mb_t = dc_t + fr_t \quad (۲۷)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega . or_t \quad (۲۸)$$

در واقع، در این رابطه انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به نحوی است که به میزان فروش مستقیم درآمدهای حاصل از نفت or_t به وسیله دولت به بانک مرکزی بستگی دارد. با توجه به نکات ذکر شده، ابزار سیاست پولی نرخ رشد پایه پولی در نظر گرفته می‌شود.

در ایران بانک مرکزی با استفاده از ابزار نرخ رشد پایه پولی، نسبت به نوسان‌های کلان اقتصادی از جمله تورم، تولید، شوک ارزی و ... واکنش نشان می‌دهد. هدف از این واکنش حفظ این متغیرها حول یک روند مشخص است به نحوی که هدف بانک مرکزی (یا دولت) برقرار باشد. بر این اساس سیاست پولی بانک مرکزی ایران به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\widehat{mb}_t = \rho_{mb}\widehat{mb}_{t-1} + \rho_\pi \hat{\pi}_t + \rho_y \hat{y}_t + \varepsilon_t^m \quad (۲۹)$$

پایه پولی بر حسب مصارف مجموع پول در گردش و ذخایر بانک‌ها نزد بانک مرکزی است:

$$mb_t = m_t^c + rr . d_t \quad (۳۰)$$

بر این اساس، با توجه به پایه پولی و ضریب فزاینده که از نسبت نگهداری پول به سپرده و همچنین نرخ ذخیره قانونی (rr) تشکیل شده، میزان عرضه نقدینگی (m_t) معادل مجموع اسکناس و مسکوک در گردش به اضافه انواع حساب‌های سپرده خواهد بود که طبقه رابطه (۳۱) مشخص می‌شود:

$$m2_t = m_t^c + d_t \quad (۳۱)$$

۶-۳- تعادل بازار

بازار کالاهای نهایی وقتی در تعادل است که تولید برابر تقاضای خانوارها برای مصرف و سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و صادرات منهای واردات باشد:

$$y_t = c_t + i_t + g_t + ex_t \frac{x_t}{P_t^c} - \frac{P_t^m im_t}{P_t^c} \quad (۳۲)$$

به طوری که x_t دربرگیرنده درآمد صادارت نفتی و غیر نفتی و im_t واردات کالا و خدمات و y_t نیز بیانگر تولید کل (تولید ناخالص داخلی با نفت) است.

٤- یافته‌های تجربی

در این بخش پس از استخراج شرایط مرتبه اول و حل معادلات، وضعیت پایداری متغیرها محاسبه شده و معادلات در این مورد بازنویسی می‌شوند. سپس، لگاریتم برای خطی کردن معادلات تعادل با استفاده از رویکرد اُهلیگ و تقریب مرتبه اول تیلور در نظر گرفته می‌شود. پس از خطی‌سازی معادلات مدل، پارامترهای آن با استفاده از مطالعات تجربی در این زمینه کالیبره و تخمین زده می‌شود. در نهایت الگو در فضای برنامه Dynare در نرم‌افزار MATLAB شبیه‌سازی شده و هدف تحقیق با ترسیم شکل‌های توابع پاسخ آنی بررسی می‌شود.

در راستای سنجش رابطه بین متغیرها در این مطالعه از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۴۰۰ بر اساس داده‌های فصلی استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده به صورت نرخ رشد لحاظ شده که با استفاده از لگاریتم‌گیری و فیلتر هودریک-پرسکات محاسبات اولیه بر روی آن‌ها انجام شده است. اطلاعات آماری مورد استفاده از بانک مرکزی و همچنین موسسه پولی و بانکی گرفته شده است. برای برآورد پارامترهای مدل از روش بیزی استفاده شده است. در ادامه نتایج متغیرها در حالت باثبات برای مقایسه نشان داده شده است:

جدول ۱: متغیرها در حالت باثبات

پارامتر	مقدار
نسبت مصرف به تولید ناخالص داخلی	۰/۵۳۱
نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی	۰/۲۴۱
نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی	۰/۲۳۲
نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی	۰/۱۳۴

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از معرفی الگو ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین که برای پارامترها در نظر گرفته شده، تعیین شود. ضرایب از روش مقداردهی(کالیبراسیون)، تخمین (مانند تخمین بیزی) و یا هر دو قابل محاسبه هستند. در این مطالعه برای برآورد پارامترهای مدل از روش بیزی استفاده شده که در آن مقادیر اولیه برای پارامترها به عنوان توزیع پیشین تعیین می‌شود و این مقادیر اولیه با نتایج برآورد حداکثر درست‌نمایی بر اساس داده‌های واقعی ترکیب می‌شود. اگر اطلاعات اولیه در توزیع

پیشین کامل و دقیق بوده و تخمین حداکثر درست‌نمایی نتواند کمکی به تخمین مدل کند روش بیزین تبدیل به کالیبراسیون (درجه‌بندی) می‌شود. اما اگر اطلاعات توزیع پیشین کاملا نادرست و غیر دقیق بوده باشد روش بیزین تبدیل به روش حداکثر درست‌نمایی می‌شود.

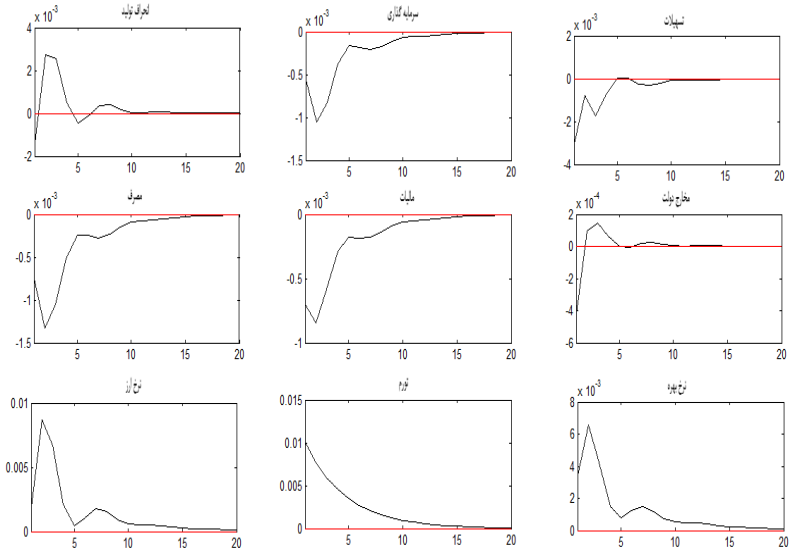
جدول ۲: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

پارامتر	میانگین پیشین	میانگین پسین	تابع توزیع	منبع
Delta	۰/۰۵۴	۰/۰۵۵	بتا	براتی و گودرزی (۱۴۰۱)
Phika	۰/۳۴۵	۰/۳۴۵	بتا	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
Sigmac	۱/۴۵	۱/۴۵	گاما	جعفری و همکاران (۱۳۹۷)
sigman	۱/۵۶	۱/۵۵	گاما	جعفری و همکاران (۱۳۹۷)
Bi	۰/۴۷	۰/۴۷	بتا	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
Beta	۰/۹۸۸	۰/۹۸۸	بتا	براتی و گودرزی (۱۴۰۱)
Zetap	۰/۳۷۶	۰/۵۴۵	بتا	قاسمی و اکبری مقدم (۱۳۹۹)
Alphac	۰/۸۵۶	۰/۸۴۵	بتا	بکیروس و همکاران (۲۰۱۶)
Alphacg	۰/۴۱۵	۰/۴۱۵	بتا	بکیروس و همکاران (۲۰۱۶)
Alphai	۰/۹۸۰	۰/۹۷۹	بتا	بکیروس و همکاران (۲۰۱۶)
Alphaig	۰/۸۷۲	۰/۸۷۳	بتا	داوودی و باستان زاد (۱۳۹۸)
Etac	۶/۱۹	۶/۱۸	گاما	لویز و استیونز (۲۰۱۵)
Etai	۰/۶۴۶	۰/۶۴۵	گاما	قاسمی و همکاران (۱۳۹۹)
Etacg	۵/۴۵	۵/۴۵	گاما	داوودی و باستان زاد (۱۳۹۸)
Etaig	۱/۸۵	۱/۸۵	گاما	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
Etastr	۲/۵۲	۲/۵۰	گاما	بکیروس و همکاران (۲۰۱۶)
Bm	۲/۰۹	۱/۸۹	گاما	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
Omega	۰/۷۸	۰/۸۷	بتا	قاسمی و اکبری مقدم (۱۳۹۹)
Sigma	۱/۱۹	۱/۱۹	گاما	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
h_1	−۲/۹۳	−۲/۹۲	نرمال	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
h_2	−۲/۸۱	−۲/۸۰	نرمال	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
h_3	۰/۱۱۲	۰/۱۱۰	نرمال	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
k_1	−۱/۳۱	−۱/۳۱	نرمال	محمدی و همکاران (۱۳۹۶)
k_2	−۱/۹۹	−۱/۹۹	نرمال	محمدی و همکاران (۱۳۹۶)
k_3	−۲/۰۵	−۲/۰۵	نرمال	لویز و استیونز (۲۰۱۵)
k_4	−۰/۷۵۷	−۰/۷۴۳	نرمال	لویز و استیونز (۲۰۱۵)
Rhorb	۰/۸۷	۰/۸۷	بتا	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
Rhod	۰/۶۸	۰/۶۸	بتا	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
Rhoa	۰/۹۲	۰/۸۹	بتا	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
Rhop	۰/۶۲	۰/۶۲	بتا	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
Rhomb	۰/۰۵	۰/۰۵	بتا	بیات و همکاران (۱۳۹۶)

Rhopi	۰/۸۴	۰/۸۴	بتا	بیات و همکاران (۱۳۹۶)
Rhoy	۰/۶۹	۰/۶۹	بتا	بیات و همکاران (۱۳۹۶)
u_a	۰/۰۳	۰/۰۳	گاما معکوس	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
u_rb	۰/۰۱	۰/۰۱	گاما معکوس	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
u_d	۰/۰۱	۰/۰۲	گاما معکوس	محاسبات محقق (۱۴۰۲)
u_p	۰/۰۹	۰/۰۷	گاما معکوس	محاسبات محقق (۱۴۰۲)

منبع: یافته‌های پژوهش

یکی از نتایج مهم داینر ارائه شکل‌هایی با عنوان زنجیره مارکوف تجربه مونت-کارلو[1] (MCMC) است. نتایج گشتاورهای اول، دوم و سوم MCMC و آزمون بازتشخیصی چندمتغیره در انتهای مقاله در بخش پیوست ارائه شده است. همان طور که مشاهده می‌شود نمودار MCMC و همگرایی در سایر نمودارها نشان از خوبی برازش مدل دارد. توابع عکس‌العمل آنی[2]، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان هنگام وارد شدن شوک‌هایی به اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهد. در نتایج حاصل از شوک ناشی از بی‌ثباتی مالی مورد بررسی قرار می‌گیرد.



نمودار ۱: واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک وارد شده از ناحیه شوک بی‌ثباتی مالی

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Markov Chain Monte Carlo
2. Impulse Response Function (IRF)

نتایج نشان‌دهنده این است که متغیرهای نرخ تورم، نرخ بهره، نرخ ارز و انحراف تولید واکنش مثبتی به این شوک از خود نشان داده‌اند، در حالی که سایر متغیرها از جمله سرمایه‌گذاری، تسهیلات، مخارج دولت، مالیات و مصرف واکنش منفی داشتند. در واقع شواهد بیانگر این است که نااطمینانی ناشی بی‌ثباتی مالی منجر به تغییر در رفتار خانوارها و بنگاه‌ها شده و از طریق کاهش در مصرف و سرمایه‌گذاری منجر به بروز رکود در اقتصاد می‌شود. یک شوک به اندازه یک انحراف معیار از ناحیه شاخص بی‌ثباتی مالی منجر به افزایش در انحراف تولید شده است. افزایش در انحراف تولید به دلیل بروز بی‌ثباتی مالی و نااطمینانی در مولفه‌های اقتصادی و مالی است.

افزایش در بی‌ثباتی مالی به دلیل تصمیم‌گیری و بهینه‌یابی خانوارها موجب کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری در بخش خانوار و بنگاه بوده است. شوک وارد شده از ناحیه بی‌ثباتی مالی منجر به تغییر در متغیرهای حقیقی و اسمی اقتصاد شده است. در این بین مشاهده شده که بی‌ثباتی مالی منجر به افزایش در نرخ تورم و نرخ بهره در اقتصاد و همچنین نرخ ارز شده است. به علاوه مشاهده شده که شوک بی‌ثباتی مالی عملکرد سیستم بانکی را نیز تحت تاثیر قرار داده و منجر به کاهش در تسهیلات‌دهی سیستم بانکی به دلیل افزایش در بی‌ثباتی و نااطمینانی اقتصادی شده است.

یکی از نتایج کاهش تسهیلات، کاهش یافتن سطح پول مورد نیاز بخش تولید است که این اتفاق می‌تواند روی تولید تأثیر منفی داشته باشد. نتایج بدست آمده از شوک بی‌ثباتی مالی نشان داد که تغییر در نرخ بهره بانکی منجر به افزایش در نرخ تورم شده و این موضوع خود بر افزایش نرخ ارز در اقتصاد کشور اثر گذار بوده است. همچنین رابطه بین بی‌ثباتی مالی و عملکرد بخش حقیقی اقتصاد دو سویه بوده است. وضعیت مالی بنگاه‌های اقتصادی خود یکی از عواملی است که بر میزان بی‌ثباتی مالی در یک اقتصاد تأثیر می‌گذارد. زمانی که وام گیرندگان توانایی بازپرداخت بدهی خود را نداشته باشند، یک نوع فشار مالی بر هر دو طرف، یعنی تسهیلات‌گیرنده و تسهیلات‌دهنده وارد می‌آید. این فشار مالی می‌تواند به عدم ثبات مالی سرعت بخشد و بنابراین منجر به اختلال در فعالیت‌های اقتصادی از جمله تولید و سرمایه‌گذاری می‌شود.

در انتها برای بدست آوردن شبیه‌سازی و اثر شوک‌ها بر متغیرها، رهیافت اُهلیگ با کدنویسی در محیط Matlab انجام شده است. نتایج حاصل در جدول (۳) خلاصه شده است. بر این اساس، ضریب خودهمبستگی متغیرها در وقفه‌های صفر، یک و دو را می‌توان با مقادیر متناظر آن‌ها از الگوی ادوار تجاری پولی شبیه‌سازی شده مقایسه کرد. مقایسه انحراف معیار بخش ادواری

متغیرها و مقادیر متناظر شبیه‌سازی شده آن‌ها از الگوی ادوار تجاری نیز متداول است. برای این منظور فیلتر (HP) استفاده شده که ابتدا از متغیرها لگاریتم گرفته و همچنین برای روندزدایی متغیرها از فیلتر X12 استفاده شده است. جدول (۴) این مقادیر را با مقادیر متناظر به دست آمده از شبیه‌سازی الگو، مقایسه می‌کند. براساس این جدول مشاهده می‌شود که الگو به خوبی مقادیر فوق را برای متغیرها شبیه‌سازی نموده است.

جدول ۳: مقایسه ضرایب خودهمبستگی و انحراف معیار متغیرهای شبیه سازی شده و داده‌های واقعی

داده‌های شبیه سازی شده و واقعی	ضریب خود همبستگی در وقفه						انحراف معیار	
	داده‌های واقعی			مقدار شبیه سازی شده			داده‌های واقعی	مقدار شبیه‌سازی شده
	۰	۱	۲	۰	۱	۲		
انحراف تولید	۱	۰/۶۱	۰/۲۷	۱	۰/۵۶	۰/۲۵	۰/۰۶۲	۰/۰۷۱
تورم	۱	۰/۲۷	۰/۱۷	۱	۰/۲۳	۰/۱۱	۰/۳۱	۰/۲۵
مصرف	۱	۰/۶۸	۰/۲۱	۱	۰/۷۶	۰/۲۷	۰/۰۴۵	۰/۰۳۶
سرمایه‌گذاری	۱	۰/۴۴	۰/۱۵	۱	۰/۵۵	۰/۲۴	۰/۰۳۹	۰/۰۳۵

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مقاله حاضر بررسی اثرات بی‌ثباتی مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران بود. برای این منظور از اطلاعات فصلی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۴۰۰ استفاده شده است. رویکرد مورد استفاده در این مقاله مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) بود. در بخش اول شاخص بی‌ثباتی مالی استخراج شد. بی‌ثباتی مالی می‌تواند از جهات مختلفی مانند نارسایی‌های بانکی، نوسان قیمت دارایی‌ها، افزایش نااطمینانی از قیمت دارایی و سرمایه‌گذاری، افزایش اطلاعات نامتقارن و کاهش شدید نقدینگی بازار بروز کند و هر کدام از این عوامل بر دیگری اثرگذار و موجب تشدید یکدیگر می‌شود.

نتایج بدست آمده بیانگر این بود که شوک ناشی از بی‌ثباتی مالی منجر به افزایش در نرخ بهره، نرخ تورم، نرخ ارز و انحراف تولید و در مقابل کاهش در رشد مصرف، سرمایه‌گذاری و تسهیلات بانکی شده است. پس با توجه به ارتباط نزدیک بین بخش مالی و بخش حقیقی اقتصاد و تأثیری که بخش مالی می‌تواند بر بخش حقیقی بگذارد و اینکه وجود یک سیستم مالی باثبات به عنوان درون مایه‌ای برای عملکرد اقتصاد و پیش نیازی برای رشد اقتصادی باثبات است، متغیر

بی‌ثباتی مالی یک متغیر مهم و کلیدی در ایجاد نوسانات در متغیرهای کلان اقتصادی محسوب می‌شود.

نتایج بدست آمده از این مطالعه با نتایج آقامحمدی رنانی و همکاران (۱۳۹۲)، قاسمی و اکبری مقدم (۱۳۹۸) باتو و همکاران (۲۰۱۸)، گریتن و کویلی (۲۰۱۹) همخوانی و مطابقت داشته است. آنچه که با استفاده از این تحقیق می‌توان در قالب پیشنهاد بیان کرد این است که با توجه به تأثیر شاخص بی‌ثباتی مالی بر متغیرهای حقیقی مانند تولید و سرمایه‌گذاری، توصیه می‌شود که اجرای سیاست‌های احتیاطی در بازارهای مالی و پولی متناسب با وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی انجام گیرد. همچنین اجرای سیاست‌های نامتعارف در بازارها مانند خرید و عرضه اوراق می‌تواند از کانال انتظارات منجر به کاهش در بی‌ثباتی مالی در اقتصاد شود.

در نهایت عدم تخطی سیاستگذاران از سیاست‌های اعلام شده مهمترین عامل در کاهش بی‌ثباتی مالی خواهد بود. با توجه به عدم اطمینان و ریسک در بخش مالی و بانکی می‌توان بیان کرد مهم‌ترین مانع برای فعالان اقتصادی برای راه‌اندازی یا توسعه کسب وکارها، کمبود منابع مالی برای تأمین نیازهای سرمایه‌ای است. به دست آوردن وجوه مورد نیاز برای راه‌اندازی کسب و کارهای آن‌ها همواره یک مسئله مهم برای مشارکت‌کنندگان در طرح‌های اقتصادی بوده است. اگر به دست آوردن وجوه مورد نیاز مشکل و زمان بر باشد آن‌ها را از فعالیت اقتصادی منصرف می‌کند، همچنین بدون تأمین مالی کافی فعالیت‌های آن‌ها به موفقیت نخواهد رسید. بنابراین کاهش در بی‌ثباتی مالی و افزایش در کارایی نهادهای مالی می‌تواند از طریق تامین مالی اثرات مثبتی بر اقتصاد داشته باشد.

References

Abbasi, E. Ebrahimzadeh Rahimlou, B. & Ferdowsi, F. (2013). "Investigating the Impact of Financial Repression on Iran's Economic Growth". Financial Knowledge of Securities Analysis **4**(11): 143-125 (In Persian).

Aghamohammadi Renani, S. Vaez Barzani, M. Dallali Esfahani, R. & Ghasemi, M. (2013). "Analyzing the Impact of Intermediary Products of Commercial Banks on Iran's Economic Instability (1981-2007)". The Economic Research (Sustainable Growth and Development) **13** (2): 107-128 (In Persian).

Arab, A. Sarlak, A. Gheazi, M. & Sharifnejad, M. (2022). "Analysis of Financial Instability in the Dynamic Model: A Case Study of the Middle East Countries". Economic Research (Sustainable Growth and Development) **22**(3): 101-79 (In Persian).

Barati, L. & Gudarzi Farahani, Y. (2022). "The Role of Monetary Variables and Financial Frictions on the Stock Market in the Form of DSGE Model". Financial Knowledge of Securities Analysis **15**(55): 71-84 (In Persian).

Batuo, M. Mlambo, K. & Asongu, S. (2018). "Linkages between Financial Development, Financial Instability, Financial Liberalisation and Economic Growth in Africa". Research in International Business and Finance **45**(4): 168-179.

Bayat, N. Bahrami, J. & Mohammadi, T. (2017). "Inflation Targeting and Nominal GDP Targeting in Monetary Rules for Iran Economy". Quarterly Journal of Applied Theories of Economics **4**(1): 29-58 (In Persian).

Bekiros, S. Cardani, R. Paccagnini, A. & Villa, S. (2016). "*Dealing with Financial Instability Under A DSGE Modeling Approach With Banking Intermediation: A Predictability Analysis Versus TVP-VARs*". *Journal of Financial Stability* **26**(3): 216-227.

Bidgoli, M. Esmaeilzadeh Maghari, A. Taghavi, M. & Damankeshideh, M. (2021). "The Empirical Test of the Impact of Business Environment Risk on the Relationship between Liquidity Risk and Financial Performance in the Banking Industry of Iran". Journal of Investment Knowledge **10**(40): 425-450 (In Persian).

Bratsiotis, G. & Theodoridis, K. (2022). "*Precautionary Liquidity Shocks, Excess Reserves and Business Cycles*". *Cardiff Economics Working Papers* E2020/15.

Çamlıca, F. (2016). "Responsiveness of Monetary Policy to Financial Stress in Turkey". Central Bank Review **16**(2): 12-34.

Cardarelli, R, Elekdag, S. & Lall, S. (2011). "Financial Stress and Economic Contractions". Journal of Financial Stability **7**(2): 78-97.

Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2022). Statistical Reports (In Persian).

Davoudi, P. & Bastanzad, H. (2020). "Monetary Policy and Financial Stability in Iran (DSGE Approach)". Quarterly Journal of Quantitative Economics **17**(2): 43-87 (In Persian).

Erfani, A. & Taleb Bidakhti, A. (2017). "Investigating the Role of Credit and Monetary Policy Maker's Credibility on Financial Stability in Iran's Economy". Economic Policy and Research **26**(85): 219-241 (In Persian).

Fatahi, F. Shahbazi, K. & Hekmati Farid, P. (2018). "Investigating the Asymmetric Relationship Between Financial Instability, Monetary Policy and Economic Growth in Iran". Monetary and Banking Research **13**(44): 297-340 (In Persian).

Floro, D. & Van Roye, B. (2017). "*Threshold Effects of Financial Stress on Monetary Policy Rules: A Panel Data Analysis*". *International Review of Economics & Finance* **51**(3): 599-620.

Fry-McKibbin, F. & Jasmine, Z. (2016). "Effects of US Monetary Policy Shocks During Financial Crises - A Threshold Vector Autoregression Approach". Applied Economics **48**(59): 5802-5823.

Ghasemi, A. & Akbari Moghadam, B. (2018). "Investigating Financial Instability under A Stochastic Dynamic Equilibrium Model, A Case Study of Iran's Economy". Macroeconomic Research Journal **14**(28): 319-331 (In Persian).

Ghasemi, A. Akbari Moghadam, B. & Tavaklian, H. (2018). "Investigating Financial Instability with the Intervention of the Banking System: A Stochastic Dynamic General Equilibrium Model Approach". Economic Policy **12**(23): 189-223 (In Persian).

Goldstein, M. Carmen, R. & Kaminsky, G. (2000). *Assessing Financial Vulnerability: An Early Warming System for Emerging Markets*, Institute for International Economics, Washington.

Grytten, O. H. & Koilo, V. (2019). "Financial Instability". Investment Management and Financial Innovations **16**(3): 23-42.

Gudarzi Farahani, Y. Adeli, O. & Esmaili, B. (2022). "The Relationship between Policy Uncertainty and Cryptographic Financial Assets Accounting". Financial Accounting and Audit Research **14**(54): 141-158 (In Persian).

Guru, B. K. & Yadav, I. S. (2019). "Financial Development and Economic Growth: Panel Evidence from BRICS". Economics, Finance and Administrative Science **24**(47): 113-126.

Jaafari Lylab, P. Haghighat, J. Asgharpur, H. & Salmani, B. (2018). "Intractions of Monetary and Fiscal Policies in IRAN: BDSGE". The Journal of Economic Policy **10**(19): 167-211 (In Persian).

Khalili Araghi, M. Farzin Vash, A. & Sadri, H. (2018). "Investigating the Time-Varying Effects of Financial Development on Economic Growth: TVP-FAVAR Model". Economic Research (Sustainable Growth and Development) **19**(3): 31-59 (In Persian).

Khattab, A. Juliot, M. B. M. & Abid, I. (2015). "Financial Development, Financial Instability and Economic Growth: The Case of Maghreb Countries". International Journal of Economics and Financial Issues **5**(4): 1043-1054.

Lewis, V. & Stevens, A. (2015). "Entry and Markup Dynamics in an Estimated Business Cycle Model". European Economic Review **74**(2): 14-35.

Mohammadi, T. Shakeri, A. & Emamikalaee, M. (2018). "The Effect of Mark-up Shocks on Intensification of Stagflation in Iran's Economy: DSGE Approach". Economic Modelling **11**(40): 69-94 (In Persian).

Mousavi, S. S. Bastanifar, I. & Amiri, H. (2021). "The Impact of Interest Rate Defense on the Financial Stability of Banking in Iran". Journal of Economics

and Modeling **11**(4): 1-26 (In Persian).

Nadali, M. (2014). "Financial Stability and the Necessity of Monitoring it in the Atmoshere of Resistance Economy Ruling the Iranian Economy". Trend Quarterly **71**(3): 12-25 (In Persian).

Nejadaghaeianvash, P. Arabmazar, A. Izadkhasti, H. & Dejpasand, F. (2022). "The Impact of Taxing the Interest on Savings on the Economic Variables in Iran: A DSGE Approach". The Journal of Economic Policy **14**(27): 371-414 (In Persian).

Ozili, P. K. (2019). "Determinants of Banking Stability in Nigeria". CBN Bullion **43**(2): 1-14.

Petkosky, M. & Kjosevski, J. (2014). "Does Banking Sector Improve Economic Growth? An Empirical Analysis for Selected Countries in Central and South Eastern Europe". Economic Research **27**(2): 55-66.

Sadeghi Shabhani, M. & Mohseni, H. (2012). "The Effect of Oil Price on Stock Market Returns: Evidence from Oil Exporting Countries in the Middle East". Journal of Energy Planning and Policy Research **1**(3): 18-34 (In Persian).

Saldías, M. (2017). "*The Nonlinear Interaction Between Monetary Policy and Financial Stress*". *IMF Working Papers* 2017/184.

Sedghi, H. (2011). "Exchange Rate Fluctuations, Financial Instability and Optimal Monetary Policy". Monetary and Banking Research **4**(9): 179-204 (In Persian).

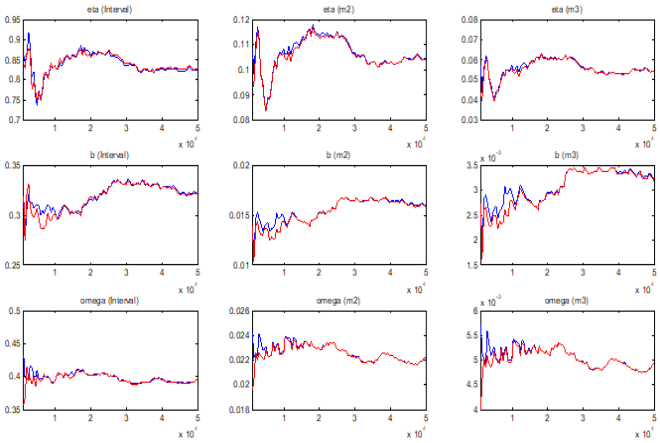
Sifipour, R. (2009). "An Empirical Study of the Effect of Financial Development Level on Economic Growth". Financial Knowledge of Securities Analysis **3**(1(5)): 33-52 (In Persian).

Stiglitz, J. Sen, A. & Fitoussi, J. (2009). *Report of the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress (CMEPSP)*, Sciences Publications, Washington.

Taghavi, M. & Nikjo, GH. (2014). "Central Bank and Rehavardi Navin to Establish Financial Stability In Iran's Economy". Economic Journal (Bimonthly Review of Economic Issues and Policies) **15**(1 and 2): 23-38 (In Persian).

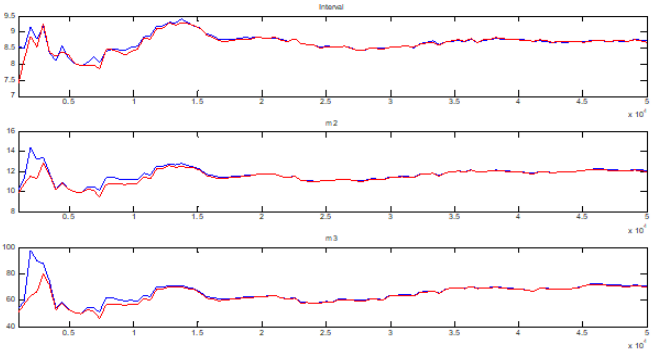
Warström, O. (2017). *Nonlinearities in the Transmission between Financial Stress, Monetary Policy and the Business Cycle - a Threshold VAR Approach*, Master's Degree, The Lund University.

پیوست:



نمودار ۱: گشتاورهای اول، دوم و سوم زنجیره مارکوف تجربه مونت-کارلو

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲: آزمون‌های بازتشخیصی چندمتغیره

منبع: یافته‌های پژوهش

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 202-240

New evidence for the relationship among money growth, inflation and economic growth in Iran

Roozbeh Balounejad Nouri* [1], Mozhgan Rafat Milani[2]

Received: 22-04-2023 Accepted: 18-06-2023

Extended Abstract

Purpose: In the literature of macroeconomics and Iranian economy, there is a significant relationship expected to be among economic growth, money supply and inflation. However, regarding the manner and the direction of the causal relationship among these economic variables, various opinions have been expressed, but there is no consensus. In recent decades, various countries in many parts of the world have implemented policies with increasing emphasis on price stability, money supply control and increasing economic growth. In Iran's economy, achieving this goal is considered as one of the most important goals of policy makers and economic planners. Currently, lack of coherence and lack of internal consistency of the government's economic policies and specifically the program of the country's economic administration from the perspective of macroeconomic variables are among the basic challenges of the country's economy.

Methodology: Due to the importance of the issue, the relationships among the variables of economic growth, liquidity volume and inflation rate were investigated through the Granger causality test and with the seasonal data related to Iran's economy in the period of 2004:1-2022:1. In this research, in order to test the quantile-based Granger causality, the ADF test and the quantile autoregressive unit root test (QAR) introduced by Xiao (2004) and Galva (2009) were used.

Findings and Discussion: The results show that there is a two-way Granger causality relationship between economic growth and inflation in total quantiles. It should be noted that these results are not the same in all the quantiles. In the limit quantiles as well as the quantile of [0.55, 0.6], the causality relationship is two-way, but, in the

[1]. Corresponding Author. Assistant Professor, Economic Affairs Research Institute, Tehran, Iran. Email: roozbeh_noury@yahoo.com
[2]. PhD in Economics, Researcher in Economic Affairs Research Institute, Tehran, Iran. Email: mo_milani@yahoo.com

Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 202-240

rest of the quantiles, it is one-way. For example, in the middle quantile (0.5), the causality relationship is one-way from inflation to economic growth and, in the 0.35 quantile, it is from economic growth to inflation. In general, it should be noted that the causality relationship from inflation to economic growth is established in more quantiles than the causality from economic growth to inflation. Regarding the direction of causality, the results show that, in all the quantiles, the causality from economic growth to inflation is negative, and the causality from inflation to economic growth is positive in quantiles [0.05-0.75] and negative in rest of them.

Regarding the causal relationship between liquidity and economic growth, the results show that there is a one-way causal relationship between these two variables in total quantiles. This relationship is, thus, from liquidity to economic growth. However, in some quantiles such as the 0.15 or 0.25 quantiles, there is also evidence for a causal relationship from liquidity growth to economic growth. It is noteworthy that, in the initial quantiles [0.05-0.25], the sign of causality is negative in the sense that economic growth can reduce liquidity growth. However, in other quantiles, the effect of economic growth on liquidity growth is positive. Also, the effect of liquidity growth on economic growth is negative in most quantiles. This is in the sense that an increase in liquidity growth causes a decrease in economic growth.

The evidence shows that, in Iran's economy, worrying about the increase in the inflation rate is not considered a significant problem in terms of creating economic growth. Regarding the causal relationship between liquidity and inflation, in all the quantiles, there is a one-way relationship between liquidity volume and inflation. Regarding the direction of causality, the results show that the effect of liquidity on inflation is asymmetrical and non-linear. The results regarding the effect of inflation on liquidity growth are generally positive. This proves the increases need for liquidity of the economy in the conditions of rising inflation.

Conclusion and Policy Implications: In general, in order to save the country from this challenge, an economic stability program must be formulated and implemented. Of course, people's mentality and expectations also play a fundamental role in curbing inflation. Monetary and financial reforms will lead to containment of inflation and economic crisis. The reforms that ultimately lead to the reduction of the inflation rate will be followed by an increase in economic stability and the flourishing of the economy. In this regard, it is necessary for the government and the central bank to achieve key goals such as reducing inflation and increasing the rate of economic growth in order to have a detailed and scientific plan. To achieve this goal, the amount of liquidity should be controlled and inflationary expectations should be reduced by adopting appropriate policies. It is hoped that using the successful experiences of other countries and taking advantage of the results of reliable and strong economic research will significantly decrease the inflation rate in Iran in the next few years, and the

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 202-240

country will join the group of more than 100 countries with an inflation rate below five percent.

Keywords: Economic Growth, Inflation, Quantity of Money, Quantile Causality.

JEL Classification: C21, E31, O4.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: ۲۰۲-۲۴۰

شواهدی جدید از رابطه میان رشد پول، تورم و رشد اقتصادی در ایران

روزبه بالونژاد نوری* [۱]، مژگان رفعت میلانی [۲]

دریافت: ۰۲-۰۲-۱۴۰۲ پذیرش: ۲۸-۰۳-۱۴۰۲

چکیده

در پژوهش حاضر به منظور بررسی رابطه میان متغیرهای رشد پول، رشد اقتصادی و نرخ تورم از آزمون علّیت کوانتایل و داده‌های فصلی مربوط به اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۳۸۳:۱-۱۴۰۱:۲ استفاده شده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که در مجموع کوانتایل‌ها، رابطه علّیت دو طرفه میان رشد اقتصادی و تورم وجود دارد. در خصوص رابطه علّیت میان نقدینگی و رشد اقتصادی نیز نتایج نشان می‌دهد که در مجموع کوانتایل‌ها، یک رابطه علّیت یک طرفه میان این دو متغیر وجود دارد؛ به این صورت که این رابطه از نقدینگی به رشد اقتصادی است. همچنین اثر رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی در اغلب کوانتایل‌ها به صورت منفی است. به این مفهوم که افزایش رشد نقدینگی باعث کاهش رشد اقتصادی می شود. به بیان دیگر شواهد نشان می‌دهد در اقتصاد ایران نگرانی از افزایش نرخ تورم در شرایط ایجاد رشد اقتصادی مشکل قابل توجهی محسوب نمی شود. در خصوص بررسی رابطه علّیت میان نقدینگی و تورم نیز نتایج نشان می‌دهد که در مجموع کوانتایل‌ها یک رابطه یک طرفه از حجم نقدینگی به تورم بر قرار است. در خصوص جهت علّیت نیز نتایج نشان می‌دهد که اثر نقدینگی بر تورم به صورت نامتقارن و غیر خطی است. نتایج در خصوص اثر تورم بر رشد نقدینگی نیز به صورت کلی مثبت است. این موضوع تایید کننده افزایش نیاز به نقدینگی اقتصاد در شرایط افزایش تورم است.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی، تورم، حجم نقدینگی، علیت کوانتایل

طبقه‌بندی JEL: C21، E31، O4.

[۱]. نویسنده مسئول. استادیار گروه اقتصاد، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ایران. roozbeh _ noury@yahoo.com

[۲]. دکتری علوم اقتصادی، پژوهشگر پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ایران. mo_milani@yahoo.com

۱- مقدمه

نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و حجم پول در میان متغیرهای کلان اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار هستند. از جمله دلایل این امر، دامنه اثرپذیری و اثرگذاری این متغیرها بر سایر متغیرهای اقتصادی است (دائی اوغلو و آیدین[1]، ۲۰۲۰). بر اساس نظریه‌های اقتصادی، انتظار می‌رود که رابطه معنی‌دار متقابلی بین رشد اقتصادی، عرضه پول و تورم وجود داشته باشد؛ با این حال در مورد نحوه و علّیت میان متغیرهای فوق در مبانی نظری اقتصاد کلان و اقتصاد ایران، دیدگاه‌های مختلفی بیان شده است (احمد[2]، ۲۰۲۲: ۱۲).

نقش پول و سیاست‌های پولی همواره از موضوعات چالش برانگیز در اقتصاد کلان بوده و هست. بطور نمونه مکتب کلاسیک به پشتوانه نظریه مقداری پول بیان می‌کند که پول بر بخش حقیقی اقتصاد تاثیر نداشته و افزایش حجم آن تنها موجب افزایش سطح قیمت‌ها خواهد شد. این دیدگاه در دهه‌های بعدی توسط سایر مکاتب اقتصادی از جمله کینزی‌ها، پول‌گرایان و کینزی‌های جدید به چالش کشیده شد و امروزه اتفاق نظر نسبی وجود دارد که حداقل در کوتاه مدت تغییرات حجم پول (در قالب سیاست‌های پولی) می‌تواند بر بخش حقیقی اقتصاد اثرگذار باشد؛ هر چند در بلندمدت افزایش حجم پول اثرات تورمی دارد (والش[3]، ۲۰۱۰: ۱۲۵).

بررسی مبانی نظری موجود و مطالعات تجربی در خصوص ارتباط بین نرخ تورم و رشد اقتصادی نشان می‌دهد که به طور کلی دیدگاه‌ها پیرامون این موضوع در سه دسته قابل طبقه‌بندی هستند. دسته نخست بر ارتباط مثبت میان نرخ تورم با نرخ رشد اقتصادی تأکید دارند. پشتوانه نظری این مطالعات بیشتر مبتنی بر مدل‌های طرف تقاضای اقتصاد از جمله منحنی فیلیپس است (آگویار و همکاران[4]، ۲۰۲۳: ۲۱). دسته دوم معتقدند ارتباط میان این دو متغیر به صورت منفی است که شواهد اولیه این موضوع نیز به مطالعاتی در دهه ۸۰ میلادی از جمله استاکمن[5] (۱۹۸۱) باز می‌گردد. در نهایت دسته سوم بر این باور هستند که ارتباط مشخصی میان نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی وجود ندارد که از جمله نخستین مطالعات نیز می‌توان به سیدروسکی[6] (۱۹۶۷) و یا بعدها مطالعه بالارد و

---

1. Dayıoğlu and Aydin
2. Ahmad
3. Walsh
4. Aguiar et al.
5. Stockman
6. Sidrrowski

کیتینگ[1] (۱۹۹۵) اشاره کرد؛ نقطه مشترک همه این مطالعات نیز به نقش پول در اقتصاد باز می‌گردد.

در سال‌های اخیر، برخی از اقتصاددانان و سیاست‌گذاران به این نتیجه رسیدند که تورم تا یک نرخ مشخصی می‌تواند تأثیر مثبت یا خنثی بر رشد اقتصادی داشته باشد و پس از آن، به عنوان یک عامل ضد رشد اقتصادی عمل کند. در این رویکرد، تورم به شرطی بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد که از حد مشخصی بگذرد؛ به بیان دیگر رابطه میان دو متغیر به صورت متقارن و یا حتی خطی نیست (بالگان و یولتاش[2]، ۲۰۱۴: ۷). در این مدل‌ها نرخ‌های بالای تورم با اثرگذاری منفی بر بازارهای مالی و سطح کارایی، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهند (سلتنگ و همکاران[3]، ۲۰۱۳: ۹).

آن‌چه مشخص است، بی‌انضباطی پولی در قالب افزایش حجم پول، فعالیت‌های اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد و یکی از عواملی است که تأثیر مستقیمی بر تورم داشته و از جمله متغیرهای مهم اثرگذار بر رشد اقتصادی است (نیکن و همکاران[4]، ۲۰۲۳: ۱۲). از این رو در دهه‌های اخیر، کشورهای مختلف در بسیاری از نقاط جهان، سیاست‌هایی را با تأکید بر کنترل حجم پول با هدف کاهش و ثبات تورم و همچنین افزایش رشد اقتصادی به کار گرفته‌اند. به طور نمونه کشورهای توسعه‌یافته با استفاده از افزایش بهره‌وری نیروی‌کار، افزایش جهانی‌شدن و تجارت آزاد و اتخاذ سیاست‌هایی مانند هدف‌گذاری تورم، توانستند تورم‌های دورقمی را پشت سر گذاشتند (دالی و هوبیجن[5]، ۲۰۱۵: ۱۶).

از دهه ۵۰، اقتصاد ایران نوسانات بالا در تولید و نرخ تورم را تجربه کرده است. بدیهی است که بهبود این موارد، از جمله مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاران اقتصادی محسوب می‌شود. از سال ۱۳۶۸ تا کنون، برنامه‌های اول تا ششم توسعه به منظور دستیابی به اهداف مهمی از قبیل رشد اقتصادی و کاهش نرخ تورم، طراحی و اجرا شدند. به منظور رسیدن به اهداف فوق، متغیرهای کنترلی همچون حجم نقدینگی در این برنامه‌ها در نظر گرفته شده است. از بررسی داده‌های منتشر شده توسط بانک مرکزی مشاهده می‌شود که بین اهداف و عملکرد نرخ تورم و رشد اقتصادی طی برنامه‌های پنج ساله توسعه، تفاوت‌هایی وجود دارد. در کنار عوامل زیادی که می‌توانند در این زمینه اثرگذار باشند، می‌توان به تفاوت بین مقادیر مصوب و عملکرد نقدینگی در خلال این سال‌ها اشاره کرد. داده‌های

---

1. Ballard & Keating
2. Baglan and Yoldas
3. Seleteng et al.
4. Niken et al.
5. Daly and Hobijn

منتشر شده در متن برنامه‌ها نشان می‌دهد که برای برنامه اول تا چهارم توسعه، نرخ رشد نقدینگی هدف، به ترتیب ۸/۲، ۱۲/۵، ۱۶/۴ و ۲۰ درصد تعیین شده بود. برای برنامه پنجم توسعه نیز اهداف کمّی برنامه چهارم تمدید شد ولی برای برنامه ششم توسعه اهداف کمّی اعلام نشد[۱]. بررسی میزان تحقق اهداف تعیین شده در سال‌های اجرای برنامه‌های اول تا پنجم نشان می‌دهد که نرخ رشد نقدینگی تحقق یافته بالاتر از مقادیر مصوب بود. در برنامه‌های اول تا ششم، متوسط نرخ رشد حجم نقدینگی به ترتیب ۲۷، ۲۲/۷، ۲۸/۸ و ۲۴/۱، ۲۷ و ۳۰ درصد بودند. همچنین داده‌های منتشر شده توسط بانک مرکزی نشان می‌دهد طی این برنامه‌ها ضمن عدم تحقق اهداف رشد اقتصادی و تورم، در برخی سال‌های اجرای برنامه از جمله در برنامه چهارم توسعه، همراه با کاهش نرخ رشد حجم نقدینگی، نرخ تورم افزایش یافته است. از این رو در مطالعه حاضر رابطه علّیت میان نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی و حجم پول در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور داده‌های فصلی بازه زمانی ۱۳۸۳:۱-۱۴۰۱:۲ و مدل علّیت کوانتایل[۲] به کار گرفته شد[۳].

بر این اساس مطالعه حاضر از دو منظر دارای نوآوری است. نخست آنکه در میان مطالعات انجام شده، تاکنون بررسی همزمان این متغیرها با یکدیگر انجام نشده است که با توجه به شرایط اقتصاد حال حاضر ایران و چالش‌های مربوطه می‌تواند حائز اهمیت باشد. دیگر آنکه برای نخستین بار در مطالعات در این حوزه، از روش‌های علّیت مبتنی بر کوانتایل که در سال‌های اخیر معرفی شده استفاده شده است. مزیت استفاده از این روش که توسط تروستر[۴] (۲۰۱۶) معرفی شد، نسبت به روش‌های علّیت گرنجر مرسوم در این است که با استفاده از رگرسیون‌های شرطی مبتنی بر کوانتایل، امکان بررسی روابط متغیرها در دنباله توزیع و همچنین وجود رابطه علّیت خطی و غیر خطی فراهم است. در واقع استفاده از رویکرد رگرسیون کوانتایل جزئیات بیشتری از کل توزیع شرطی را در تجزیه و تحلیل‌ها فراهم داشته و تفاوت زیادی با رویکرد استفاده میانگین توزیع دارد.

---

[۱]. هرچند در برنامه ششم اهداف کمّی برای متغیرها اعلام نشد که شاید دلیل آن عدم تحقق اهداف برنامه‌های قبلی باشد.

[2]. Quantile

[۳]. در مطالعه حاضر منظور از کوانتایل همان چندک است.

[4]. Troster

۲- مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

در طول سال‌های متمادی، موضوع ارتباط میان متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم و کاوش علل تغییرات آن‌ها از جمله حجم پول، بین کشورهای مختلف، از موضوعات اساسی و مورد توجه اقتصاددانان بوده است. از این رو در این زمینه، نظریه‌های متفاوتی شکل گرفته و در نتیجه مساله ارتباط میان تورم و رشد اقتصادی با عدم اجماع روبه‌رو است (والش، ۲۰۱۰: ۲۲).

اقتصاددانان کلاسیک، از منظر نظریه مقداری پول به سیاست‌های پولی نگاه می‌کردند. نظریه مقداری پول در این مکتب توضیح‌دهنده نقش پول به عنوان وسیله مبادله است. بر اساس این نظریه، افزایش حجم پول موجب افزایش متناسب در سطح قیمت‌ها می‌شود. همچنین بازارها به سرعت تسویه شده و قیمت‌ها انعطاف پذیر هستند. بنابراین، فرض می‌شود که اقتصاد همواره در شرایط اشتغال کامل قرار دارد؛ مگر آنکه به واسطه عوامل اخلال، به طور موقتی از وضعیت تعادلی انحراف داشته باشد (خواجه محمدلو، ۲۰۲۱: ۱۱). نقش پول در این وضعیت تنها تعیین سطح قیمت‌ها و مبادله کالاها و خدمات است. در دیدگاه کلاسیک‌ها، با لحاظ فروض اطلاعات کامل و وجود هزینه‌های مبادله ناچیز، نقش پول به عنوان یک وسیله ذخیره ارزش، بسیار محدود در نظر گرفته شده است.

اقتصاددانان کلاسیک به خنثی بودن پول معتقد بودند. بر اساس این دیدگاه، نوعی تفکیک پذیری بین بخش حقیقی و پولی اقتصاد وجود دارد. بنابراین متغیرهای حقیقی شامل تولید حقیقی، اشتغال، مصرف حقیقی، نرخ بهره حقیقی و ...، در بخش حقیقی و بدون ارتباط با بخش پولی اقتصاد تعیین می‌شوند که به این وضعیت دوپارگی کلاسیک نیز می‌گویند (سحابی و همکاران، ۲۰۱۲: ۸).

در چارچوب نظریه‌های کلاسیک، نرخ بهره حقیقی از برابری پس‌انداز و سرمایه‌گذاری تعیین می‌شود. از طرف دیگر، بر اساس رابطه فیشر، نرخ بهره حقیقی، از تفاضل نرخ بهره اسمی و تورم انتظاری و توسط عوامل واقعی اقتصاد نظیر پس‌انداز و بهره‌وری تعیین می‌شود؛ بنابراین نرخ بهره اسمی، اثر تغییرات در نرخ واقعی بهره و نرخ تورم را منعکس می‌کند. افزایش عرضه پول، از طریق افزایش نرخ تورم، نرخ اسمی بهره را افزایش می‌دهد. نتیجه نهایی افزایش عرضه پول، افزایش سطح قیمت‌ها، دستمزدهای اسمی و نرخ اسمی بهره است. اما مقادیر حقیقی اقتصاد، تحت تأثیر قرار

نمی‌گیرند (برانسون[1]، ۲۰۰۵: ۱۴).

از اوایل دهه ۱۹۳۰، وجوه اختلاف بین دیدگاه‌های کلاسیکی و کینزی به تدریج آشکار شد. کینز - پایه‌گذار اقتصاد کلان نوین (دورنبوش و فیشر، ۱۹۸۰)- بر این باور بود که سیاست‌های پولی انبساطی می‌توانند وجوه قابل وام دادن بانک‌ها را افزایش و در نتیجه نرخ بهره را کاهش دهند. با کاهش نرخ بهره، مخارج سرمایه‌گذاری و مصرف وابسته به نرخ بهره، افزایش خواهند یافت. این امر موجب افزایش تولید می‌شود. بنابراین سیاست پولی می‌تواند بر تولید حقیقی اثر گذار باشد (اسنودان و وین، ۲۰۰۵: ۵۶). با این حال کینز در مورد اثرگذاری سیاست‌های پولی تردید داشت. زیرا در شرایط دام نقدینگی و عدم حساسیت سرمایه‌گذاری به نرخ بهره، پول حتی در کوتاه مدت نیز خنثی است و سیاست‌های پولی امکان تغییر در تقاضای کل را ندارند.

به واسطه تردید در مورد اثرگذاری سیاست پولی، تمرکز کینز بر اهمیت و نقش سیاست‌های مالی اتخاذ شده توسط دولت بود. کینز اعتقاد داشت که رفتار سرمایه‌گذاران تا حد زیادی بی‌ثبات است. به همین دلیل عدم ثبات در سرمایه‌گذاری به عنوان جزئی از تقاضای کل، از طریق ضریب تکاثر، می‌تواند با ایجاد نوسان شدید در تقاضا، موجب نوسان در تولید، اشتغال و ... شود. در شرایط وجود چسبندگی‌ها در اقتصاد، حتی در شرایط عدم وجود توهم پولی، نوسانات تقاضای کل منجر به تغییر تولید، اشتغال و سایر متغیرهای حقیقی اقتصاد می‌شود. حال اگر چسبندگی نیز وجود نداشته باشد، در شرایط حساسیت بی‌نهایت تقاضای پول به نرخ بهره (LM افقی) و حساسیت بسیار اندک سرمایه‌گذاری به نرخ بهره (IS عمودی)، انعطاف‌پذیری و تغییر قیمت‌ها و دستمزدها هنوز هم نمی‌تواند اقتصاد را به سطح اشتغال کامل مطرح شده توسط کلاسیک‌ها برگرداند. از این رو برای بازگشت اقتصاد به تعادل، دولت باید با استفاده از سیاست‌های مدیریت تقاضا (سیاست‌های پولی و مالی)، در اقتصاد مداخله کند.

در سال ۱۹۵۶، توبین اولین اقتصاددانی بود که در چارچوب نظریه‌های کینزی، اقدام به تجزیه و تحلیل اثرات سیاست‌های پولی در بلند مدت کرد. توبین بیان کرد که افزایش در رشد عرضه پول، موجب افزایش نرخ تورم و در نهایت افزایش عرضه اعتبارات در هر سطح مشخص از نرخ بهره خواهد شد. بنابراین، بر اساس نظریه توبین، سیاست‌های پولی با اثر گذاری بر واسطه‌های مالی، بر بخش حقیقی اقتصاد و نرخ حقیقی بهره در بلندمدت اثر گذار هستند (برنانکه و گرتلر، ۱۹۹۵: ۱).

---

[1]. Branson

فیلیپس[1] (۱۹۵۸) در پژوهش خود نشان داد که یک رابطه منفی میان نرخ رشد دستمزدهای اسمی و نرخ بیکاری وجود دارد که بعدها منحنی فیلیپس نام گرفت. نتایج منحنی فیلیپس به قدری در نظریه‌های اقتصادی مهم و تأثیرگذار بود که در سال‌های بعد از آن، به منظور نشان دادن رابطه میان تورم و متغیرهای حقیقی اقتصاد، توسط سایر اقتصاددانان مورد استفاده قرار گرفت. برای اولین بار ساموئلسون و سولو در سال ۱۹۶۰ منحنی فیلیپس را به مثابه نشان دهنده رابطه جایگزینی بین تورم و بیکاری معرفی نمودند؛ این دو محقق نشان دادند که سیاست‌گذاران می‌توانند سیاست‌های پولی و مالی خود را جهت دستیابی به ترکیب‌های مختلف بیکاری و تورم تنظیم نمایند. در نسخه‌های اولیه منحنی فیلیپس بیان می‌شود که تورم و تولید رابطه مثبت دارند؛ زیرا به دلیل وجود توهم پولی، آثار تغییرات قیمت از سوی کارگران به درستی پیش‌بینی نشده و در نتیجه با افزایش قیمت، دستمزدها به همان اندازه افزایش نمی‌یابد و لذا دستمزد حقیقی کاهش پیدا کرده، استخدام از سوی بنگاه‌ها بالا رفته و تولید و اشتغال نیز افزایش می‌یابد (تیواری و دیگران[2]، ۲۰۱۴: ۱۴).

برخی اقتصاددانان دیگر نیز همچون توبین[3] (۱۹۶۷)، و لوکاس[4] (۱۹۷۳) به گونه‌ای دیگر به رابطه مثبت میان رشد اقتصادی و تورم اشاره کرده‌اند. به این صورت که تورم از طریق توزیع مجدد درآمدها از کارگران با میل پایین به پس‌انداز به سوی کارفرمایان با میل بالاتر به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و همچنین از طریق افزایش نرخ اسمی بازدهی سرمایه‌گذاری می‌تواند محرک رشد اقتصاد شود.

کینز و دیدگاه‌های کینزی سعی کردند نشان دهند بی‌ثباتی در رفتار کارگزاران بخش خصوصی اقتصاد، از مجرای نوسانات در سرمایه‌گذاری و تقاضای کل، موجب بی‌ثباتی در اقتصاد و لزوم مداخله دولت می‌شود. بر خلاف این تفکر، فریدمن (۱۹۶۸) و سایر پول گرایان از جمله فلپس[5] (۱۹۶۷) با معرفی نظریه‌هایی از قبیل درآمد دایمی و تقاضای پول، سعی کردند نشان دهند که تقاضای پول با ثبات بوده و به تغییرات نرخ بهره حساسیت زیادی ندارد. این امر موجب می‌شود که سرعت گردش پول قابل پیش‌بینی باشد. در نهایت، بر طبق نظریه مقداری می‌توان نتیجه گرفت عامل اولیه تعیین مخارج اسمی کل، پول است.

---

1. Phillips
2. Tiwari et al.
3. Tobin
4. Lukas
5. Phelps

در دهه ۱۹۶۰، فریدمن و فلپس برای بیان دیدگاه‌های خود، با اضافه کردن انتظارات به رابطه فیلیپس، منحنی فیلیپس کوتاه مدت با تکیه بر انتظارات را معرفی کردند. در حقیقت دو نکته اساسی ویژگی‌های اصلی مکتب پولی فریدمن را تشکیل می‌داد. نکته اول، مفهوم نرخ طبیعی بیکاری و دومین وجه مشخصه مهم این مکتب، تأکید بسیار زیاد بر نقش پول در اقتصاد است. از دیدگاه فریدمن، اثرات ناشی از تغییرات حجم پول در کوتاه مدت و بلند مدت متفاوت است. بدین معنی که در کوتاه مدت، تغییرات عرضه پول می‌تواند اثرات انبساطی قابل توجهی بر متغیرهای واقعی در اقتصاد داشته باشد. در مقابل، در بلندمدت، افزایش حجم پول فقط قادر است بر تورم تأثیر بگذارد؛ بدون این که تأثیر قابل توجهی بر تولید داشته باشد (مونتوریول گاریکا[1]، ۲۰۱۵: ۹).

فریدمن (۱۹۶۸) و فلپس (۱۹۶۷) در دو مقاله جداگانه چنین استدلال کردند که در بلندمدت که تورم‌های پیش‌بینی نشده از بین می‌روند، انتظارات مطابق با تورم جاری تعدیل گشته (انتظارات تطبیقی) و بیکاری به نرخ تعادلی خود باز می‌شود. این نرخ با تمام نرخ‌های تورمی که به طور کامل پیش‌بینی شده، در وضع پایدار سازگار است و نشان می‌دهد که منحنی فیلیپس بلند مدت در نرخ طبیعی بیکاری به حالت عمودی است.

فریدمن و میزلمن[2] (۱۹۶۳) در مقابل دیدگاه‌های کینزی بیان کردند که عامل اصلی تغییرات تقاضای کل، جابجایی منحنی LM و تغییرات حجم پول است. فریدمن و شوارتز[3] (۱۹۶۳) بیان کردند که بین حجم پول و سطح فعالیت‌های اقتصادی همبستگی بالایی وجود دارد. همچنین در اغلب موارد، تغییرات حجم پول دارای یک منشأ مستقل از سطح فعالیت‌های اقتصادی بوده و در بلندمدت تغییرات حجم پول با تغییرات در سطح قیمت‌ها همراه است (و نه سطح فعالیت‌های حقیقی اقتصاد). پول گرایان با استفاده از الگوی سنت لوئیس سعی کردند نشان دهند مقادیر با وقفه حجم پول، اثر مثبت و معنی‌دار و مقادیر با وقفه تغییرات هزینه‌های دولت اثر بی‌معنی بر تغییرات تولید اسمی دارند.

نتیجه اینکه، مجموعه پژوهش‌های فریدمن و میزلمن (۱۹۶۳)، فریدمن و شوارتز (۱۹۶۳) و الگوی سنت لوئیس نشان داد که عامل اصلی در ایجاد تغییرات تقاضای کل، تغییرات در حجم پول است. در نتیجه پول‌گرایان با این نظر کینزی‌ها که عامل اصلی ایجاد نوسانات اقتصادی، نوسانات در

---

[1]. Montoriol Garriga
[2]. Friedman and Meiselman
[3]. Friedman and Schwartz

تقاضای کل است اتفاق نظر دارند، اما در مورد منشأ آن تغییرات، دیدگاه‌های آن‌ها متفاوت است.

در مورد خنثی بودن پول در بلندمدت نیز اتفاق نظر نسبی میان کینزین‌ها و پول گرایان وجود دارد. اما در مورد اهمیت، مقدار و زمان‌بندی اثرات کوتاه‌مدت سیاست‌ها و تکانه‌های پولی بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد، اختلاف نظرهایی وجود دارد. بر طبق نظر پول‌گرایان، اثرات کوتاه‌مدت سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، ناشی از عدم توانایی پیش‌بینی اثر آن بر سطح قیمت‌ها توسط کارگزاران اقتصادی است. بنابراین، تنها راهی که بانک مرکزی می‌تواند از طریق اتخاذ سیاست‌های پولی اثر دایمی بر متغیرهای واقعی اقتصاد داشته باشد، استفاده از نرخ تورم شتاب‌گرا[1] است. در بلندمدت نیز در هر دو رویکرد اتفاق نظر وجود دارد که افزایش تورم موجب کاهش بیکاری و در نتیجه رشد اقتصادی نخواهد شد؛ هرچند شواهد تجربی نشان می‌دهد که نرخ‌های بالای تورم اثر منفی بر عملکرد رشد اقتصادی خواهد داشت (دیگریگوریو[2]، ۱۹۹۲: ۸، بیتنکورت[3]، ۲۰۱۲: ۱۹).

کلاسیک‌های جدید، با توجه به پیش زمینه پول‌گرایی خود، در مورد کارایی و اثرگذاری سیاست‌های مالی بحث نمی‌کنند. در نتیجه، لوکاس (۱۹۷۲) با تمرکز بر سیاست‌های پولی، در پژوهش خود نشان داد که در شرایط وجود انتظارات عقلایی، عرضه پیش‌بینی نشده پول چگونه می‌تواند در کوتاه مدت موجب تغییرات ناپایدار و گذرا در سطح فعالیت‌های واقعی اقتصاد شود. تحقیقات لوکاس نشان داد که پول در بلندمدت ابرخنثی است؛ اما در کوتاه مدت تکانه‌های پولی پیش‌بینی نشده به واسطه ایجاد اثر نقدینگی، بر اقتصاد اثرگذار هستند (کریستیانو و دیگران، ۱۹۹۹: ۸). در سال ۱۹۷۵، نتایج حاصل از تحقیقات سارجنت و والاس نشان داد که سیاست پولی ارتباطی با روند تولید و اشتغال ندارد. سارجنت و والاس نظریه انتظارات عقلائی را در مورد نرخ طبیعی بیکاری و منحنی فیلیپس که توسط فریدمن و فلپس تعدیل شده بود به کار گرفته و نشان دادند که تورم انتظاری بر اشتغال و تولید تأثیرگذار نیست. اما تورم پیش بینی نشده و گذرا، بیکاری را به پائین‌تر از سطح نرخ طبیعی بیکاری کاهش می‌دهد. آن‌ها معتقد بودند که سیاست‌گذاری منظم پولی تنها می‌تواند بر تورم انتظاری اثرگذار باشد و بر تورم و بیکاری پیش‌بینی نشده تأثیری نخواهد داشت. از این رو، طرفداران این مکتب معتقد به وجود منحنی فیلیپس عمودی در کوتاه‌مدت و بلندمدت هستند و اعتقاد دارند بین تورم و بیکاری ارتباطی وجود ندارد؛ مگر آن که فقط به خاطر خطا در

---

[1]. Accelerating Inflation Rate
[2]. De Gregorio
[3]. Bittencourt

انتظارات، انحراف‌هایی در تولید و اشتغال از سطوح طبیعی‌اش ایجاد شود بارو[1]، ۲۰۱۳: ۶، موکاکا[2]، ۲۰۱۸: ۱۲ و تیواری و همکاران، ۲۰۱۹: ۱۴).

در تحلیل‌های کلاسیک جدید دهه ۱۹۷۰، عامل اصلی ایجاد دورهای تجاری، تغییرات تقاضای کل ناشی از تغییرات پیش‌بینی نشده حجم پول در نظر گرفته می‌شد (به عبارت دیگر، دورهای تجاری منشأ پولی دارد). اما در تحلیل‌های RBC[3]، با پذیرش چارچوب کلی تحلیل‌های کلاسیک جدید، به جای تغییرات حجم پول، تکانه‌های حقیقی و به طور ویژه تکانه فناوری عامل ایجاد دورهای تجاری معرفی شد.

الگوهای ابتدایی RBC بدون وجود پول مطرح شد. در واقع گویی برای یک اقتصاد تهاتری طراحی شده است. در یک اقتصاد تهاتری، تعادل عمومی والراس که مبنای الگوهای RBC است، قیمت نسبی کالاها را تعیین می‌کند. حال همان‌طور که اضافه کردن پول به الگوهای تعادل عمومی والراس تنها به تعیین سطح قیمت‌های مطلق می‌انجامید و اثری بر قیمت‌های نسبی و متغیرهای حقیقی نداشت، در الگوهای RBC نیز همان گونه تحلیل می‌شد. در نتیجه، در این الگوها، تغییرات برون‌زای عرضه پول توسط مقامات پولی، تنها به تغییر مطلق قیمت‌ها (ایجاد تورم) می‌انجامید.

در تحلیل‌های پول گرایان و کلاسیک‌های جدید، در ابتدا اعتقاد بر این بود که پول عامل اصلی ایجاد دورهای تجاری است و در کوتاه مدت تغییرات در حجم پول می‌تواند اثرات حقیقی داشته باشد؛ گرچه در بلندمدت پول خنثی است. از طرف دیگر، شواهد آماری نشان می‌دهد که همبستگی بالایی بین حجم پول و متغیرهای حقیقی از جمله تولید حقیقی وجود داشته و پول دارای تقدم بر تولید حقیقی است. با توجه به اینکه الگوهای اولیه RBC بدون پول مطرح شد، از این رو قادر به توضیح این همبستگی نبودند. به عبارت دیگر، در این الگوها بیان شد که پول خنثی است و نوسانات اقتصادی ارتباطی به حجم پول ندارد. اما شواهد تجربی، همبستگی میان این دو متغیر را نشان می‌داد (والش، ۲۰۱۰: ۱۷).

در اوایل دهه ۱۹۸۰ و بعد از مطالعات کیدلند و پرسکات[4] (۱۹۸۲)، نظریه RBC، چارچوب اصلی تجزیه و تحلیل نوسانات اقتصادی محسوب می‌شد. از دیدگاه روش‌شناسی، نظریه RBC از

---

[1]. Barro
[2]. Mukoka
[3]. Real Business Cycle (RBC)
[4]. Kydland and Prescott

الگوهای تعادل عمومی به عنوان ابزار اصلی بررسی اقتصاد کلان استفاده می‌کند. مهم‌ترین ابعاد تحول در الگوهای RBC را می‌توان در سه دسته کارایی دورهای تجاری، اهمیت تکانه فناوری (به عنوان منبع اصلی نوسانات اقتصادی) و نقش محدود عوامل پولی در اقتصاد تقسیم‌بندی کرد. در واقع با توجه با ویژگی‌های الگوهای RBC، در میان اقتصاددانان این باور وجود دارد که از این الگوها به منظور تبیین رفتار بانک مرکزی و سیاست‌های پولی نمی‌توان استفاده کرد. از این رو به منظور رفع انتقاد به عدم لحاظ پول در این الگوها، کینگ و پلاسر[1] (۱۹۸۴) و کولی و هنسن[2] (۱۹۸۹) با معرفی بخش پولی در الگوهای مرسوم RBC و با فرض وجود بازار رقابت کامل و قیمت‌ها و دستمزدهای انعطاف‌پذیر، سعی بر تجزیه و تحلیل سیاست‌های اقتصادی اتخاذ شده داشتند.

به طور کلی، در الگوهای پولی کلاسیک، سیاست‌های پولی بر متغیرهای واقعی بی اثر و خنثی هستند. این بر خلاف این باور عمومی است که بانک مرکزی حداقل در کوتاه مدت می‌تواند با اتخاذ سیاست‌های پولی مناسب بر تولید و اشتغال اثرگذار باشد. این دیدگاه توسط بسیاری از اقتصاددانان بعد از مطالعات فریدمن و شوارتز (۱۹۶۳) و تا به حال مورد بررسی و تایید قرار گرفته است. تضاد میان یافته‌ها و شواهد تجربی با دلالت‌های اقتصاد کلاسیک، به عنوان نشانه‌ای از این مهم بود که شاید یکی از اجزای اصلی در دنیای واقعی، در الگوهای کلاسیک لحاظ نشده و یا به درستی ترسیم نشده است. مجموع این انتقادها، زمینه بیان دیدگاه‌های کینزی‌های جدید به طور ویژه در زمینه اقتصاد پولی و اثرات سیاست‌های پولی را فراهم کرد.

در الگوهای مرسوم کینزی در دهه ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰، عامل اصلی اثرات تقاضای کل بر متغیرهای حقیقی، چسبندگی در دستمزدها و قیمت‌ها عنوان می‌شد؛ بدون آنکه دلیل این چسبندگی مطرح شود. الگوهای سنتز نئوکلاسیک نیز بر مبنای توهم پولی به تجزیه و تحلیل دورهای تجاری می‌پرداختند. با مطرح شدن تحلیل‌های پول گرایان و سپس کلاسیک جدید و به ویژه مفهوم انتظارات عقلایی، اتکا بر توهم پولی برای الگوهای کینزی به طور کامل بی اساس در نظر گرفته می‌شد. عدم مقبولیت توهم پولی بر اثر مطرح شدن انتظارات عقلایی و عدم توضیح چسبندگی دستمزدهای اسمی، عاملی شد تا اقتصاد کلان کینزی جدید مطرح شود.

الگوهای اولیه کینزی جدید، در دهه ۱۹۷۰ و در واکنش به مکتب کلاسیک جدید مطرح و

---

[1]. King and Plosser
[2]. Cooly and Hansen

شامل کارهای فلیپس، فیشر و تیلور بود. این الگوهای اولیه، سعی داشتند تا ضمن پذیرش انتظارات عقلایی و روش تحلیل کلاسیک جدید، نشان دهند که در صورت وجود چسبندگی دستمزد اسمی، نوسانات تقاضای کل اثرات حقیقی داشته و خنثی بودن پول برقرار نیست. به این فرآیند پذیرش روش تحلیل کلاسیک‌های جدید توسط کینزی‌های جدید، سنتز نئوکلاسیک جدید می‌گویند (گودفرند و کینگ[1]، ۲۰۰۳: ۸).

از اوایل دهه ۱۹۸۰، به تدریج الگوهای کینزی جدید، به جای تمرکز بر چسبندگی دستمزد اسمی، به تمرکز بر چسبندگی قیمت‌ها روی آوردند. برای این منظور، به جای بازارهای رقابتی که مبنای تحلیل کلاسیک، پول‌گرایان، کلاسیک جدید و RBC بود، از بازارهای رقابت ناقص برای تحلیل اقتصاد کلان استفاده کردند. در رویکرد کینزی جدید، این چسبندگی‌ها به نوعی عامل اصلی اثر نامتقارن تکانه‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد است (والش، ۲۰۱۰: ۲۱).

الگوهای کینزی جدید در واقع با اضافه کردن اجزایی به الگوهای RBC شکل گرفت. به عبارت دیگر، با وجود تفاوت در دلالت‌های سیاستی در این دو رویکرد، شباهت‌های زیادی نیز بین این دو نظریه وجود دارد. رویکرد تحلیلی کینزی جدید، با تلفیق الگوهای تعادل عمومی که ویژگی نظریه‌های RBC بود، با فروض کینزی‌های جدید شکل گرفت. مهم‌ترین ویژگی‌های اصلی این چارچوب وجود بازار رقابت ناقص و وجود چسبندگی‌های اسمی است (گالی و گرتلر[2]، ۲۰۰۷: ۳). نکته قابل تمایز دیگر در این تحلیل‌ها، غیر خنثی بودن سیاست‌های پولی در کوتاه مدت است. غیر خنثی بودن سیاست‌های پولی، حداقل در یک چارچوب نظری، پیامد وجود چسبندگی‌های اسمی است. یکی از این پیامدها این است که تغییرات در نرخ بهره کوتاه مدت، اگر به واسطه اتخاذ سیاست‌های بانک مرکزی به طور مستقیم و یا اینکه به واسطه تغییر در عرضه پول باشد، به طور متناسب موجب تغییر در نرخ تورم انتظاری نشده که این خود موجب تغییر در نرخ بهره حقیقی می‌شود. این تغییر در نرخ بهره حقیقی نیز موجب نوسان در مصرف و سرمایه‌گذاری شده و به دنبال آن تولید و اشتغال تحت تأثیر قرار می‌گیرند (اوهلیگ[3]، ۲۰۰۵: ۸).

در دهه‌های اخیر، علاوه بر روند تکامل مکاتب مختلف اقتصادی، چارچوب مطالعات تجربی نیز هم‌راستا با تحولات اقتصادی در کشورهای مختلف تکامل پیدا کرد. در چارچوب مطالعات

---

[1]. Good Friend & King
[2]. Gali and Gertler
[3]. Uhlig

تجربی، در دوره‌ای که در کشورهای آمریکای لاتین همزمان با اوج نرخ‌های تورم، نرخ رشد اقتصادی نیز کاهش یافت، این دیدگاه به وجود آمد که تورم و رشد اقتصادی رابطه منفی با یکدیگر دارند (دیگریگوریو[۱]، ۱۹۹۲: ۱۶، بیتنکورت[۲]، ۲۰۱۲: ۶). به نظر می‌رسید که در این کشورها، میزان بالای تورم، از طریق کاهش میزان پس‌انداز و افزایش هزینه و ریسک سرمایه‌گذاری مولّد، به تخصیص نامناسب منابع سرمایه‌گذاری به سمت فعالیت‌های کمتر مولّد منجر شده است (جاو و دانگ[۳]، ۲۰۱۲: ۵). برخی اقتصاددانان از جمله سیدروسکی[۴] (۱۹۶۷)، فریدمن (۱۹۶۸)، فیشر[۵] (۱۹۷۹) و موکاکا[۶] (۲۰۱۸) بر عدم ارتباط خاص میان نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی تأکید دارند. به اعتقاد این دسته از پژوهشگران، دستمزدهای اسمی بطور کامل انعطاف‌پذیر بوده و از این رو با افزایش تقاضای کل و به تبع آن افزایش قیمت‌ها، دستمزدهای اسمی نیز به اندازه افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بالا می‌رود؛ در نتیجه، دستمزدهای حقیقی بدون تغییر باقی می‌ماند و سطح اشتغال و تولید ملی نیز بدون تغییر باقی خواهد ماند (بارو[۷]، ۲۰۱۳: ۱۱ و تیواری و همکاران، ۲۰۱۹: ۱۲).

در سال‌های اخیر، بسیاری از سیاست‌گذاران نظریات جدیدی مطرح نمودند که به نحوی تلفیقی از نظریه‌های مورد اشاره است. این اقتصادانان بیان کردند که تورم تا یک نرخ معینی می‌تواند تأثیر مثبت یا خنثی بر رشد اقتصادی داشته باشد و پس از آن، به‌عنوان یک عامل ضد رشد اقتصادی عمل کند (احمد، ۲۰۲۲: ۴). در واقع با توجه به اینکه مسیرهای متعددی وجود دارد که از طریق آن‌ها تورم می‌تواند بر رشد اقتصادی اثر بگذارد، این اثرات می‌توانند با توجه به سطح تورم همدیگر را تضعیف یا تقویت کنند؛ بنابراین یک رابطه خطی بین تورم و رشد وجود ندارد (کریمر و همکاران[۸]، ۲۰۱۱: ۲). در این راستا نتایج برخی پژوهش‌ها نشان می‌دهد که تورم از یک طرف در کوتاه‌مدت به عنوان تکانه عرضه عمل کرده و در نتیجه بر رشد اقتصادی تاثیرگذار خواهد بود. از طرف دیگر، در بلندمدت رشد تولید از طریق تکانه افزایش عرضه، تورم را تحت تاثیر قرار می‌دهد (اودین و همکاران[۹]، ۲۰۱۷: ۴). از این رو در پژوهش حاضر از این منظر به موضوع رابطه میان نرخ

---

[1]. Di Gregorio
[2]. Bitencourt
[3]. Jha and Dang
[4]. Sidrauski
[5]. Fisher
[6]. Mukoka
[7]. Barro
[8]. Kremer et al.
[9]. Uddin et al.

تورم و رشد اقتصادی نیز پرداخته شده است.

۲-۲- پیشینه بحقیق

عبدی سیدکلایی و طاهری بازخانه (۲۰۱۹) با تحلیل در حوزه زمان- فرکانس و استفاده از روش موجک‌ها نشان دادند که در بلندمدت (بیشتر از ۴ سال)، افزایش (کاهش) در رشد اقتصادی با کاهش (افزایش) تورم همراه است. علاوه بر این، افزایش رشد اقتصادی به‌صورت محدود و در کوتاه‌مدت فشار تورمی ایجاد کرده است.

اثنی عشری و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از الگوهای پارامتر زمان متغیر به بررسی واکنش تولید نسبت به برخی از متغیرهای اثرگذار از جمله حجم نقدینگی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که در ایران، روند تغییرات این دو متغیر با هم متناسب نیست و این به معنای ناکارایی سیاست‌های پولی اتخاذ شده است.

موسوی و سلطانی (۲۰۱۶) رابطه رشد تولید و تورم در اقتصاد ایران را با استفاده از یک مدل پویای عرضه کل- تقاضای کل، مورد بررسی قرار دادند. بدین منظور روابط بین سری‌های زمانی ارزیابی شده و جهت تحلیل بیشتر، از ساختار اقتصاد کلان ایران جهت مدل‌سازی در چهارچوب VAR ساختاری استفاده شده است. نتایج تجربی نشان داد که تکانه‌های وارده از طرف سیاست‌های پولی و مالی و نرخ مبادله، اثر مثبتی در ایجاد تورم خواهند داشت. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نیز بیانگر این مطلب بوده است که اثر سیاست‌های مالی انبساطی در ایجاد تورم در مقایسه با افزایش تولید، به مراتب شدیدتر خواهد شد. همچنین نتایج حاصل از محاسبه تورم هسته‌ای نیز نمایانگر این مطلب است که تورم در ایران بیشتر ریشه در طرف تقاضای اقتصاد دارد. با استفاده از یافته‌ها، مدیریت سیاست‌های طرف تقاضای اقتصاد از طریق سیاست‌های انقباضی پولی و مالی به نحوی که رشد تولید و کاهش تورم را تضمین نماید، پیشنهاد شده است.

ختایی و سیفی‌پور (۲۰۱۴) عوامل مؤثر بر شکل‌گیری نرخ تورم و الزامات حصول تورم یک رقمی را در اقتصاد ایران بررسی نمودند. این مهم با استفاده از مبانی نظری معمول، مطالعه‌های تجربی تورم، تجربه حاصل از دوره گذار کشورهای با نرخ تورم بالا، شرایط خاص ایران و مدل اقتصادسنجی انجام گرفته است. بررسی‌ها نشان داده است که برای تحقق تورم یک رقمی سیاست‌های کنترل کسری بودجه دولت با تأکید بر کاهش هزینه و افزایش درآمدهای مالیاتی، کنترل حجم پول، خصوصی‌سازی، اصلاحات ساختاری و کاهش سهم نفت در تولید کشور است.

در بررسی عوامل مؤثر بر شکل‌گیری تورم در اقتصاد ایران نتایج این مطالعه نشان داد که نقدینگی در بلندمدت و کوتاه‌مدت با یک وقفه، بیشترین اثر را در تعیین نرخ تورم دارد. کسری بودجه، درآمدهای نفتی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نیز از عوامل مؤثر دیگر هستند.

سلطان تویه و همکاران (۲۰۱۲) به بررسی رابطه میان تورم و رشد اقتصادی پرداختند. در این مطالعه با استفاده از روش ARDL [1] نتیجه گرفته شد که در این بازه تورم اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. این نتیجه با استفاده از روش رگرسیون غلتان نیز مورد تایید قرار گرفت.

توکلیان و شاهمرادی (۲۰۱۲) در مطالعه خود و به کمک الگوی مارکوف سوئیچینگ نتیجه گرفتند که در بازه زمانی کوتاه مدت تورم و رشد اقتصادی رابطه مثبت با یکدیگر داشته‌اند. با این حال در بازه بلندمدت و در اغلب سال‌ها، این رابطه در ایران به صورت منفی است.

روشن و قرهی (۲۰۱۲) با به‌کارگیری مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به بررسی رابطه بین حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها و رشد اقتصادی در ایران پرداختند. یافته‌های حاصل از تخمین مدل بلندمدت، ارتباط مثبت رشد حجم پول و سطح عمومی قیمت‌ها را تأیید می‌کند. به‌گونه‌ای که ۱۰ درصد افزایش حجم پول سبب ۴/۷ درصد افزایش شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل بلندمدت همچنین حاکی از آن است که رشد اقتصادی تأثیر منفی بر سطح عمومی قیمت‌ها دارد. بدان معنا که افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی، سبب کاهش سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش تورم شده است. به علاوه، نتایج آزمون مدل تصحیح خطا (ECM) بیانگر آن است که بیش از دو سال طول می‌کشد تا عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت تورم از بین رفته و به رابطه بلندمدت خویش برسد.

کمیجانی و نقدی (۲۰۰۹) با استفاده از الگوهای VAR و الگوی تصحیح خطای برداری و داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۵۳ نتیجه گرفتند که در ایران ریشه تورم صرفا پولی نیست و تورم یک رابطه بلندمدت با تولید دارد. به آن مفهوم که در بلندمدت افزایش تولید موجب کاهش تورم می‌شود.

جعفری صمیمی و قلی‌زاده کناری (۲۰۰۷) به بررسی عوامل موثر بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه پرداختند. محققان با استفاده از الگوی معادلات همزمان و داده‌های بازه زمانی ۲۰۰۳-۱۹۹۵ نتیجه گرفتند که در کشورهای مورد بررسی، تورم اثر منفی بر رشد اقتصادی

[1]. Autoregressive Distributed Lag

دارد. همچنین نقدینگی و سکون تورمی، اثر معنی‌داری بر سطح تورم خواهد داشت.

گیردزیجائوسکا و همکاران[1] (۲۰۲۲) در مقاله‌ای به بررسی جنبه‌های تاریخی رشد تورم و نگرش اقتصاددانان نسبت به آن می‌پردازند. این مقاله با ارائه یک مدل تحلیلی جدید از تورم کل، رویکرد جدیدی به مطالعه تورم ارائه می‌کند و دلایل اصلی شکل‌گیری آن را تحلیل می‌کند. بر اساس این مدل، تحلیل نظری تشکیل حباب اقتصادی بر اساس پدیده اشباع ارائه شده و پیامدهای خرد و کلان اقتصادی آن مورد بحث قرارگرفته است. نوآوری اصلی این مقاله ایجاد یک مدل تورم گسترده (جزئیات) است که محرک‌های اصلی تورم را نشان می‌دهد و بنابراین به مفهوم رشد اقتصادی کنترل‌شده کمک می‌کند که برای تضمین رشد اقتصادی پایدار کشور ضروری است.

الینگتون و مایلز[2] (۲۰۱۹) در مقاله خود با استفاده از نظریه کلاسیک تورم برای تورم قیمت مصرف‌کننده بریتانیا از سه ماهه اول ۱۹۷۰ تا سه ماهه چهارم ۲۰۱۷ و با استفاده از مدل‌های غیر خطی نشان دادند که توضیح تورم بر مبنای تغییرات پول در دوره‌های تورم بالا مشهود است. همچنین نتایج تاکید می‌کند که در دوره‌های تورم بالا، بانک مرکزی انگلستان باید شرایط پولی را در ارتباط با موضع سیاست پولی بررسی کرده و مورد توجه قرار دهد؛ زیرا می‌تواند به کاهش تداوم تورم کمک کند.

بادو و مسیح[3] (۲۰۱۸) در مطالعه خود بر عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی ترکیه تمرکز کردند. یافته‌ها نشان داده که در این کشور، تولید ناخالص داخلی درون‌زاترین متغیر (یعنی وابسته) و نرخ تورم برون‌زاترین متغیر (یعنی مستقل) است. بر اساس تجزیه واریانس تعمیم‌یافته، به نظر می‌رسد که زنجیره علی گرنجر عمدتاً توسط نرخ تورم هدایت می‌شود که منجر به تشکیل سرمایه ناخالص، مصرف دولت، بازبودن تجارت و تولید ناخالص داخلی می‌شود.

کاکرمن[4] (۲۰۱۷) با استفاده از نظریه مقداری پول نشان داد که تورم پایدار مستلزم افزایش مداوم در عرضه پول است. همچنین محقق بیان کرد که این بدان معنا نیست که همه افزایش‌ها در عرضه پول تورمی هستند. این مطالعه موضوع را با مقایسه پیامدهای تورمی ناشی از فروپاشی لمن برادرز[5] با تجربه ابر تورم آلمان پس از جنگ جهانی اول، بررسی و نشان می‌دهد که یک عامل

---

1. Girdzijauskas et al.
2. Ellington and Milas
3. Baddou and Masih
4. Cukierman
5. Lehman Brothers

کلیدی که تجربیات بسیار متفاوت تورم بین این دو قسمت را توضیح می‌دهد، نحوه تبدیل انبساط پولی به تقاضا است. در واقع گسترش پایه پولی فدرال رزرو به تقاضا برای کالاها و خدمات تبدیل نشد زیرا بیشتر آن با افزایش شدید تقاضا برای نقدینگی توسط موسسات مالی جذب گردید. در مقابل، انبساط پولی آلمان بلافاصله به تقاضا برای کالاها و خدمات تبدیل شد، زیرا انگیزه آن گرسنگی دولت برای درآمدهای حقوقی بود.

بوزکِرت[1] (۲۰۱۴) در مقاله خود با عنوان «رابطه پول، تورم و رشد: مورد ترکیه» به بررسی رابطه پول، تورم و رشد در ترکیه با استفاده از آزمون هم انباشتگی می‌پردازد. برای این منظور دوره ۱۹۹۹:۲ – ۲۰۱۲:۲ گرفته شده و از داده‌های فصلی عرضه پول (M2)، تولید ناخالص داخلی، سرعت پول و کاهش تورم استفاده شده است. بر اساس نتایج این مقاله، حجم پول و سرعت گردش پول یکی از عوامل تعیین‌کننده اصلی تورم در بلندمدت در ترکیه است. از سوی دیگر کاهش ۱ درصدی درآمد به طور مستقیم تورم را ۱ درصد کاهش می‌دهد.

اختر[2] (۲۰۰۵) در مقاله خود با استفاده از داده‌های سالانه بازه زمانی ۱۹۵۴ تا ۲۰۰۲ رابطه علّی بین رشد پول، تورم، کاهش ارزش پول و رشد اقتصادی در اندونزی را آزمون کرد. نتایج نشان داد که بین رشد عرضه پول و تورم و بین کاهش ارزش پول و تورم یک رابطه علّیت دو سویه کوتاه‌مدت وجود دارد. برای دوره نمونه کامل، علّیت از تورم به رشد عرضه پول محدود قوی‌تر از رشد محدود عرضه پول به تورم بود. این نتیجه با این دیدگاه مطابقت دارد که در یک اقتصاد با تورم بسیار بالا، تورم اثر بازخوردی بر رشد عرضه پول دارد و این یک فرآیند تورمی خود پایدار را ایجاد می‌کند. با این حال، علّیت کوتاه‌مدت دو جهته بین کاهش ارزش پول و تورم برای دوره کامل یا هر دوره نمونه کوتاه‌تری ضعیف یا قوی برقرار نبوده است. در رابطه بین تورم و رشد اقتصادی، نتایج حاکی از آن است که هیچ‌گونه علّیت کوتاه‌مدت از تورم به رشد اقتصادی برای دوره کامل یا هر دوره فرعی وجود ندارد.

اورفانیدِیز[3] (۲۰۰۳) با استفاده از یک مدل اقتصاد سنجی نشان داد که وقتی محدودیت‌های اطلاعاتی به‌درستی محاسبه می‌شوند، سیاست‌های فعال از تورم بالا جلوگیری نمی‌کنند، بلکه در عوض منجر به عملکرد اقتصاد کلان بدتر از تجربه تاریخی واقعی می‌شوند. این مشکل را می‌توان

---

[1]. Bozkurt
[2]. Akhtar
[3]. Orphanides

تا حد زیادی به اتکای معکوس این سیاست‌ها به شکاف تولید نسبت داد. این تحلیل نشان می‌دهد که نتایج ناگوار اقتصادی تورم بالا ممکن است ناشی از پیگیری ناخوشایند سیاست‌های فعال در مواجهه با اندازه‌گیری‌های نادرست، به ویژه، ارزیابی‌های بیش از حد خوش‌بینانه از شکاف تولید مرتبط با کاهش بهره‌وری در اواخر دهه ۱۹۶۰ و اوایل دهه ۱۹۷۰ باشد.

پارک[1] (۱۹۹۶) در مقاله خود با عنوان «سطح و تغییرپذیری رشد تولید تورم و سهم تحلیل تجربی مقطعی پول» ارتباط بلندمدت بین نوسانات تورم، رشد تولید و عرضه پول را در بیش از ۹۱ کشور مورد بررسی قرار داد. نتایج این مطالعه بر وابستگی نوسانات تورم نسبت به سطح تورم و نیز عدم وجود ارتباط بین تغییرات تورم و سطح تولید دلالت داشت. نتایج مطالعه مذکور همچنین نشان داد که در کشورهای مورد بررسی، تورم پدیده‌ای به شدت پولی است و نیز ارتباط معنی‌دار بین نرخ رشد عرضه پول و نرخ رشد بلندمدت محصول در این کشورها وجود ندارد. از طرف دیگر نوسانات عرضه بلندمدت محصول شدیداً تحت تأثیر نوسانات تورم و عرضه پول قرار دارد و ارتباط مثبت و معنی‌دار بین این متغیرها مشاهده شده است. در نهایت نتایج نمایانگر این واقعیت است که بالا بردن تورم و عرضه پول، هزینه‌های قابل توجهی را بر کل اقتصاد تحمیل می‌نماید که از این طریق، کاهش عرضه محصول و لذا کاهش رفاه اجتماعی را در پی خواهد داشت.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر به منظور بررسی رابطه علّیت کوانتایل میان متغیرهای رشد اقتصادی، حجم نقدینگی و نرخ تورم از داده‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی (gdpr)، حجم نقدینگی (M_2) و شاخص قیمت مصرف‌کننده (cpi) به صورت فصلی مربوط به اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۳۸۳:۱- ۱۴۰۱:۲ و بر اساس حداکثر اطلاعات موجود استفاده شده است. با عنایت به نظریات مطرح شده در مطالعات مختلف از جمله اوکامپو و اوجدا- جویا[2] (۲۰۲۲)، وق و همکاران[3] (۲۰۱۷)، والش (۲۰۱۰) و کامینسکی و همکاران[4] (۲۰۰۵)، تکانه نرخ ارز و اثر آن بر اقتصاد از کانال سیاست‌های پولی اتفاق می‌افتد. به این مفهوم که در صورت افزایش نرخ ارز، سیاست‌گذار پولی با انتخاب نظام ارزی متناسب، به این تکانه پاسخ می‌دهد و در صورت حرکت مقام پولی به سمت تثبیت نرخ ارز، به نوعی

---

[1]. Park
[2]. Ocampo and Ojeda-Joya
[3]. Vegh et al.
[4]. Kaminsky et al.

سیاست پولی درون‌زا می‌شود که این امر می‌تواند بر نرخ تورم تاثیرگذار باشد. در این راستا با توجه به اینکه نرخ بهره به عنوان ابزار مرسوم سیاست پولی در اغلب کشورها در ایران استفاده نمی‌شود، مقام پولی با تعیین کریدور نرخ ارز و یا تثبیت آن، به نوعی عرضه پول را درون‌زا می‌کند.

یکی از مشکلات در تخمین الگوهای اقتصاد سنجی، امکان بروز مشکل مقدار حدّی است. این مشکل زمانی حادث می‌شود که یک مقدار حدّی، یا نادیده گرفته شده و یا کنار گذاشته می‌شود. در این شرایط اگر توزیع عبارت خطا نرمال نباشد و مقادیر حدّی وجود داشته باشد، آنگاه برآوردگرهای مرسوم بر مبنای مدل گاوسی که به منظور بررسی رابطه میان متغیرها استفاده می‌شود به طور معمول تورش‌دار و غیر کارا خواهند بود. در این وضعیت لازم است از تخمین‌زن‌های استوار دیگری استفاده شود (لیو و همکاران[1]، ۲۰۲۱: ۴). از این رو در مطالعه حاضر نیز از مدل رگرسیونی کوانتایل در داده‌های تابلویی استفاده شده است.

در خصوص رگرسیون‌های کوانتایل نیز به اختصار می‌توان اشاره کرد که این رویکرد توسط کونکر و باست[2] (۱۹۷۸) به عنوان جایگزینی برای روش رگرسیون حداقل مربعات که کاربردهای بیشتری دارد معرفی شده است. در این رویکرد به منظور بررسی تاثیر متغیر مستقل بر متغیر وابسته، چولگی توزیع در نظر گرفته می‌شود که باعث می‌شود تصویر کامل‌تری از این عملکرد ارائه شود. کونکر (۲۰۰۴) بیان می‌کند که از رگرسیون کوانتایل زمانی که تخمین کوانتایل‌های مختلف جامعه مورد نیاز باشد، می‌توان استفاده کرد. یکی از مزایای این نوع رگرسیون نسبت به رگرسیون حداقل مربعات، در تخمین میانه و یا سایر شرایط مشابه در این است که تخمین‌ها در شرایط وجود داده‌های دور افتاده (داده‌های پرت)، قابل اطمینان‌تر خواهد بود. زیرا تابع هدف رگرسیون کوانتایل، مجموع وزنی انحراف‌های مطلق است که نتایج قابل اطمینانی را به همراه خواهد داشت. از این رو بردار ضرایب تخمین زده شده روی متغیر وابسته نسبت به مشاهدات پرت حساس نیست. علاوه بر این، این رویکرد زمانی که توزیع جملات خطا نرمال نبوده و دنباله‌های توزیع بلند و نامتقارن باشد، نسبت به روش حداقل مربعات معمولی کاراتر خواهد بود.

در روش رگرسیون کوانتایل، بر خلاف رگرسیون حداقل مربعات، توابع کوانتایل گوناگون از یک توزیع شرطی برآورد می‌شود (در این میان کوانتایل ۰,۵ که میانه است، یک استثنا خواهد

---

[1]. Live et al.
[2]. Koenker and Bassett

بود). از این رو هر رگرسیون کوانتایلی در واقع یک نقطه منحصر بفرد (روی دو دنباله توزیع و یا مرکز توزیع) از توزیع شرطی را نشان می‌دهد که با قراردادن این رگرسیون‌های مختلف کنار هم، نمای جامع‌تری از توزیع شرطی نمایان خواهد شد. این وضعیت زمانی که توزیع شرطی شکل استاندارد نداشته باشد، به طور نمونه در شرایط نامتقارن بودن شکل توزیع، وجود توزیع‌های دم پهن و یا توزیع‌های منقطع، می‌تواند بسیار مفید باشد (مالیکوف و همکاران[۱]، ۲۰۲۰: ۳). در نهایت شاید بتوان بیان کرد که مهم‌ترین نقش رگرسیون کوانتایل، شناسایی شکل توزیع متغیر وابسته در سطوح مختلف متغیر مستقل است. این اتفاق با برازش الگوهای رگرسیون متعدد بر یک مجموعه داده‌ها به ازای کوانتایل‌های مختلف امکان‌پذیر است.

در پژوهش حاضر به منظور بررسی وجود ریشه واحد علاوه بر آزمون ADF[۲]، از آزمون ریشه واحد خودرگرسیون کوانتایل[۳] (QAR) معرفی شده توسط ژیائو[۴] (۲۰۰۴) و گالوا[۵] (۲۰۰۹) استفاده شده است. با استفاده از این روش، مانایی هر یک از سری‌های زمانی نه تنها در میانگین شرطی سری، بلکه در هر یک از کوانتایل‌های توزیع شرطی نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت (تروستر و همکاران[۶]، ۲۰۱۸). این روش در ابتدا توسط کوئنکر و ژیائو[۷] (۲۰۰۹) معرفی شد. با این حال گالوو (۲۰۰۹) آن را به صورت زیر تعمیم داد.

$$Q_\tau^Y(Y_t|I_t^Y) = \mu_1(\tau) + \mu_2(\tau)t + \alpha(\tau)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p}\alpha_j(\tau)\Delta Y_{t-j} + F_u^{-1}(\tau) \qquad (۱)$$

در معادله فوق $Q_\tau^Y(.|I_t^Y)$ کوانتایل τام $F_Y(.|I_t^Y)$، $\mu_1(\tau)$ جزء رانش، t روند زمانی، $\alpha(\tau)$ ضریب پایداری یا سکون و F_u^{-1} معکوس توزیع شرطی جزء خطا هر کوانتایل $\tau \in \subset [0,1]$ است. بدین ترتیب ضرایب پایداری مختلف هر کوانتایل $(\hat{\alpha})$ توزیع شرطی Y_t تخمین زده خواهد شد.

در ادامه از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون[۸] (۱۹۹۵) استفاده خواهد شد تا وجود رابطه هم‌انباشته میان متغیرهای تحقیق مورد آزمون قرار گیرد. در این روش وجود هم‌انباشتگی میان دو جفت داده سری زمانی با استفاده از یک مدل VECM به صورت زیر آزمون خواهد شد.

$$Y_t = \alpha + \beta Z_t + \sum_{j=1}^{p}\Pi_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{q}\gamma_j Z_{t-j} + u_t \qquad (۲)$$

---

1. Malikov et al.
2. Augmented Dicky Fuller
3. Quantile Auto-Regressive
4. Xiao
5. Galvao
6. Troster et al.
7. Koenker and Xiao
8. Johansen

در معادله فوق Y_t و Z_t درجه انباشتگی از مرتبه ۱ و u_t درجه مانایی است. همچنین به منظور انتخاب وقفه بهینه نیز از معیار اطلاعاتی AIC استفاده شده است.

نتایج مطالعات تجربی نشان داده است که امکان تغییر بردار هم‌انباشتگی روی توزیع داده‌ها وجود دارد. از این رو در پژوهش حاضر، از آزمون هم‌انباشتگی کوانتایل معرفی شده توسط ژیائو (۲۰۰۹) استفاده شده است. مدل هم‌انباشتگی کوانتایل می‌تواند تاثیرات سیتماتیک متغیرهای شرطی را بر اساس مکان، مقیاس و شکل توزیع شرطی متغیر پاسخ نشان دهد (تروستر و همکاران، ۲۰۱۸). بر این اساس، مدل هم‌انباشتگی کوانتایل شامل مدل هم‌انباشتگی مرسوم انگل و گرنجر (۱۹۸۷) است که به عنوان یک مورد خاص در آن $\beta(\tau)$ بردار مقادیر ثابت است.

$$Y_t = \alpha + \beta' Z_t + \sum_{j=-k}^{k} \Delta Z'_{t-j} \Pi_j + u_t \qquad (۳)$$

$$Q_\tau^Y(Y_t | I_t^Y, I_t^z) = \alpha(\tau) + \beta(\tau)' Z_t + \sum_{j=-k}^{k} \Delta Z'_{t-j} \Pi_j + F_u^{-1}(\tau) \qquad (۴)$$

همچنین به منظور لحاظ ویژگی‌های غیر خطی سری، یک عبارت درجه دوم از رگرسیون در مدل هم‌انباشتگی کوانتایل به صورت زیر وارد می‌شود.

$$Q_\tau^Y(Y_t | I_t^Y, I_t^z) = \alpha(\tau) + \beta(\tau)' Z_t + \sum_{j=-k}^{k} \Delta Z'_{t-j} \Pi_j + \sum_{j=-k}^{k} \Delta Z^{2\prime}_{t-j} \Gamma_j + F_u^{-1}(\tau) \qquad (۵)$$

در نهایت به منظور پاسخ به سئوال اصلی پژوهش نیز از آزمون علّیت گرنجر مبتنی بر کوانتایل معرفی شده تروستر (۲۰۱۶) استفاده شده است. در این چارچوب، گرنجر (۱۹۶۹) بیان کرد که اگر گذشته سری Z_t نتواند به پیش‌بینی آینده Y_t کمک کند، آنگاه سری Z_t علّیت گرنجر سری Y_t نیست. بر این اساس می‌توان فرضیه صفر عدم علّیت گرنجر از Z_t به Y_t را به صورت زیر نوشت.

$$H_0^{z \to z}: F_y(y | I_t^y, I_t^z) = F_y(y | I_t^y), \quad y \in \mathbb{R} \qquad (۶)$$

در رابطه فوق $F_y(. | I_t^y, I_t^z)$ تابع توزیع شرطی Y_t به شرط (I_t^y, I_t^z) است. با این حال از یک سو وجود رابطه علّیت در میانگین، وابستگی احتمالی در دنباله توزیع‌های شرطی را نادیده می‌گیرد. از سوی دیگر، حتی در صورت رد فرضیه صفر عدم علّیت گرنجر توزیع معادله ۶ اطلاعاتی در خصوص سطح علّیت نشان نمی‌دهد. از این رو می‌توان بجای رابطه فوق، از فرضیه صفر زیر که دربردارنده عدم علّیت در کوانتایل شرطی هست، به منظور آزمون رابطه علّیت استفاده کرد.

$$H_0^{QC:z \nrightarrow y}: Q_\tau^{Y,Z}(Y_t | I_t^y, I_t^z) = Q_\tau^Y(Y_t | I_t^y), \quad \tau \in ב, \qquad ב \subset [0,1] \qquad (۷)$$

در نهایت تروستر (۲۰۱۶) نشان داد که آماره آزمون از رابطه زیر قابل محاسبه است.

$$S_T = \frac{1}{Tn} \sum_{j=1}^{n} \left| \psi'_{.j} \mathcal{W} \psi_{.j} \right| \qquad (۸)$$

در این معادله، $\mathcal{W}$ ماتریس $T \times T$ با عناصر $w_{t,s} = \exp[-0.5(I_t - I_s)^2]$ و ψ'_j نشان‌دهنده ستون jام Ψ است. باید توجه داشت که Ψ ماتریس $T \times n$ با عناصر زیر است.

$$\psi_{i,j} = \left(Y_i - m\left(I_i^Y, \theta_T(\tau_j)\right)\right) \quad (۹)$$

به منظور انجام آزمون S_T به پیروی از تروستر و همکاران (۲۰۱۸) می‌توان از سه مدل QAR برای تمام کوانتایل‌های مورد نظر (بین صفر و یک) تحت فرضیه صفر عدم علّیت گرنجری به صورت زیر استفاده کرد.

$$\begin{aligned}
&QAR(1): m^1\left(I_t^Y, \theta(\tau)\right) = \mu_1(\tau) + \mu_2(\tau)Y_{t-1} + \sigma_t\Phi_u^{-1} \\
&QAR(2): m^2\left(I_t^Y, \theta(\tau)\right) = \mu_1(\tau) + \mu_2(\tau)Y_{t-1} + \mu_3(\tau)Y_{t-2} + \sigma_t\Phi_u^{-1} \\
&QAR(3): m^3\left(I_t^Y, \theta(\tau)\right) = \mu_1(\tau) + \mu_2(\tau)Y_{t-1} + \mu_3(\tau)Y_{t-2} + \mu_4(\tau)Y_{t-3} + \sigma_t\Phi_u^{-1}
\end{aligned} \quad (۱۰)$$

در معادله فوق کلیه ضرایب با استفاده روش MLE تخمین زده خواهد شد و $\Phi_u^{-1}(.)$ معکوس تابع توزیع نرمال است. در نهایت به منظور شناسایی علامت رابطه علّیت میان متغیرهای تحقیق، می‌توان از تخمین معادله زیر استفاده کرد که در آن به پیروی از تروستر و همکاران (۲۰۱۸) از معادله (۱۰) به همراه وقفه سایر متغیرها استفاده شده است.

$$Q_\tau^Y(Y_t|I_t^Y, I_t^Z) = \mu_1(\tau) + \mu_2(\tau)Y_{t-1} + \mu_3(\tau)Y_{t-2} + \mu_4(\tau)Y_{t-3} + \beta(\tau)Z_{t-1} + \sigma_t\Phi_u^{-1} \quad (۱۱)$$

تروستر (۲۰۱۶) نشان داد به منظور محاسبه مقادیر بحرانی آزمون S_T می‌توان از یک فرآیند نمونه‌گیری استفاده کرد. به این صورت که با فرض سری $\{X_t = (Y_t, Z_t)\}$ از نمونه‌ای به اندازه T، می‌توان زیر نمونه‌هایی به تعداد $B = T - b + 1$ با اندازه b به فرم $\{X_i, \dots, X_{i+b-1}\}$ تولید کرد. سپس آماره آزمون S_T برای هر زیر نمونه محاسبه خواهد شد. در این فرآیند، مقادیر احتمال P به وسیله میانگین‌گیری از مقادیر آمار آزمون به تعداد B زیر نمونه محاسبه خواهد شد.

٤- یافته‌های تجربی

در این راستا و در جدول ۱، توصیف آماری داده‌های تحقیق آورده شده است. همان‌طور که آماره جاگ-برا نشان می‌دهد، هیچ یک از متغیرها توزیع نرمال ندارند. همچنین نتایج محاسبات نشان می‌دهد که ضریب همبستگی میان متغیرها به صورت قدرمطلق بزرگتر از ۰,۴۶ است.

جدول ۱: توصیف آماری داده‌های پژوهش و ضریب همبستگی میان متغیرها

	gdpr	M2	cpi
Mean	۳۲۱۹,۵۲	۱۰۴۴۴,۵۰	۱۰۵,۵۴
Median	۳۲۰۷,۰۰	۴۷۲۹,۵۳	۶۶,۳۳
Maximum	۴۰۱۶,۰۰	۵۱۰۴۹,۶۰	۵۳۲,۳۲
Minimum	۲۴۵۳,۰۰	۵۵۲,۱۲	۱۴,۹۰
Std. Dev	۳۵۷,۳۸	۱۲۳۹۲,۸۱	۱۲۱,۲۲
Skewness	۰,۱۶	۱,۶۶	۱,۹۵
Kurtosis	۲,۹۴	۵,۰۴	۶,۱۵
Jarque-Bera	۰,۳۳	۴۶,۰۸	۷۶,۶۰
Probability	۰,۸۵	۰,۳۱	۰,۳۵
ماتریس همبستگی			
gdpr	۱,۰۰	۰,۵۴	۰,۵۱
M2	۰,۵۴	۱,۰۰	۰,۹۹
Cpi	۰,۵۱	۰,۹۹	۱,۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول ۲، نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد متغیرها آورده شده است. همان‌طور که این داده‌ها نشان می‌دهند، تمام متغیرها در سطح نامانا اما با یک بار تفاضل‌گیری مانا هستند.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد ADF

نام متغیر	در سطح		تفاضل مرتبه اول		وضعیت
	آماره t	احتمال	آماره t	احتمال	
Lgdpr	-۳,۲۲	۰,۰۹	-۳,۸۵	۰,۰۱	I(1)
Lm2	-۱,۸	۰,۶۹	-۳,۲	۰,۰۹	I(1)
Lcpi	-۰.۷۷	۰,۹۶	-۳.۷	۰,۰۲	I(1)

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، در این مطالعه علاوه بر آزمون‌های ریشه واحد مرسوم، از آزمون‌های مبتنی بر کوانتایل نیز استفاده شده است که امکان تحلیل‌های دقیق‌تری را فراهم می‌کند. بر این اساس نتایج آزمون مربوطه در جدول ۳ آورده شده است. بر اساس نتایج بدست آمده، متغیر lcpi در تمام کوانتایل‌ها در سطح معنی‌داری ۵ درصد نامانا است که این نتیجه هم راستا با نتایج آزمون ADF است. با این حال متغیر lgdpr و lm2 در کوانتایل‌های [۰,۰۵، ۰,۹۵] و متغیر lm2 در کوانتایل‌های [۰,۱، ۰,۳۵] و [۰,۸ و ۰,۹] نامانا و در مابقی کوانتایل‌ها مانا است.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد کوانتایل

	lgdpr		Lm2		lcpi	
	alpha	t	alpha	t	alpha	t
۰,۰۵	۰,۱۵	۳,۲۲	۰,۹۲	۱,۰۸	۰,۹۸	۰,۲۳
۰,۱۰	۰,۰۸	-۵,۱۷	۰,۹۴	-۱,۴۵	۰,۹۹	-۰,۱۸
۰,۱۵	۰,۲۷	-۳,۸۹	۰,۹۲	-۱,۷۱	۱,۰۱	۰,۲۶
۰,۲۰	۰,۲۲	-۶,۳۸	۰,۹۴	-۱,۲۰	۱,۰۰	۰,۰۵
۰,۲۵	۰,۲۵	-۵,۳۰	۰,۹۳	-۱,۵۵	۱,۰۱	۰,۲۷
۰,۳۰	۰,۱۹	-۵,۷۸	۰,۹۲	-۱,۸۴	۱,۰۱	۰,۳۱
۰,۳۵	۰,۱۸	-۶,۱۱	۰,۹۰	-۲,۱۷	۱,۰۰	۰,۱۰
۰,۴۰	۰,۱۸	-۶,۲۲	۰,۸۸	-۳,۰۶	۱,۰۰	-۰,۱۱
۰,۴۵	۰,۱۳	-۵,۷۰	۰,۸۸	-۳,۰۷	۱,۰۰	-۰,۰۹
۰,۵۰	۰,۱۱	-۵,۶۸	۰,۸۸	-۲,۶۸	۰,۹۶	-۰,۸۱
۰,۵۵	۰,۰۹	-۵,۲۸	۰,۸۶	-۳,۰۹	۰,۹۵	-۰,۹۸
۰,۶۰	۰,۱۰	-۴,۵۵	۰,۸۶	-۳,۳۸	۰,۹۰	-۱,۹۰
۰,۶۵	-۰,۰۸	-۵,۲۵	۰,۸۵	-۳,۶۴	۰,۹۰	-۱,۸۷
۰,۷۰	-۰,۱۶	-۴,۹۰	۰,۸۲	-۴,۸۸	۰,۹۳	-۱,۱۳
۰,۷۵	-۰,۲۶	-۴,۶۴	۰,۸۴	-۳,۲۳	۰,۸۹	-۱,۶۶
۰,۸۰	-۰,۲۱	-۴,۵۲	۰,۸۶	-۲,۲۸	۰,۹۰	-۱,۵۷
۰,۸۵	-۰,۳۰	-۵,۵۸	۰,۸۶	-۱,۸۹	۰,۹۱	-۱,۲۲
۰,۹۰	-۰,۳۹	-۷,۶۱	۰,۸۶	-۱,۳۱	۱,۰۳	۰,۳۲
۰,۹۵	-۰,۱۵	۳,۷۵	۰,۹۱	۱,۴۶	۱,۰۳	-۰,۲۸

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نامانا بودن متغیرها، در ابتدا وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها با استفاده از آزمون جوهانسون (۱۹۹۵) مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس، نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که میان همه متغیرها رابطه هم‌انباشتگی خطی وجود دارد.

جدول ۴: آزمون هم انباشتگی جوهانسون

	آماره اثر H0=15.41	آماره مقادیر ویژه H0=14.07
lgdpr vs lm2	۲۱,۱۷	۲۰,۱۴
lgdpr vs lcpi	۱۹,۵۲	۱۸,۱
lm2 vs lcpi	۲۱,۶۹	۲۰,۲۷

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه به منظور بررسی امکان وجود رابطه هم‌انباشتگی غیر خطی و همچنین ثبات آن، از

آزمون معرفی شده توسط ژیائو (۲۰۰۹) استفاده گردید که نتایج آن در جدول ۵ آورده شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، یک رابطه هم‌انباشتگی غیر خطی میان کوانتایل‌های متغیرهای تحقیق در سطح معنی‌داری ۵ درصد وجود دارد.

جدول ۵: آزمون هم‌انباشتگی کوانتایل

	ضریب	آماره	CV1=1%	CV2=5%	CV3=10%
lm2& lgdpr	beta	۴۲۴۱,۹	۳۹۲۲,۱	۳۱۳۹,۸	۲۷۲۷,۹
	gamma	۸۷۹,۶	۶۳۱,۹	۴۸۸,۷	۴۰۵,۴
Lgdpr & lcpi	Beta	۱۶۱۴,۷	۱۹۱۹,۱	۱۵۴۲,۹	۱۳۴۹,۲
	gamma	۱۳۵۸,۳	۱۳۶۴,۷	۱۰۸۴,۱	۹۲۸,۵
lcpi &Lm2	Beta	۱۱۳۴,۱	۴۹۸,۱	۳۱۷,۲	۲۴۳,۲
	gamma	۱۵۶,۷	۸۱,۵	۵۳,۲	۳۹,۸

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول ۶، نتایج تخمین ضرایب معادله هم‌انباشتگی کوانتایل آورده شده است. همان‌طور که این نتایج نشان می‌دهد، ضرایب میان متغیرهای lgdpr و lm2 در کوانتایل‌های [۰,۰۵ ، ۰.۱۵]، [۰,۴ ، ۰,۵۵] و [۰,۸ ، ۰,۹۵] مثبت و معنی‌دار است. نتایج نشان می‌دهد که در کوانتایل‌های مختلف، ضرایب به طور نسبی برابر یا متقارن هستند. همچنین نتایج در خصوص رابطه هم‌انباشتگی میان lgdpr و lcpi نیز نشان می‌دهد در کوانتایل ابتدایی این رابطه منفی و در سایر کوانتایل‌ها این رابطه بی‌معنی است. در نهایت، رابطه هم‌انباشتگی میان دو متغیر lcpi و lm2 نیز تا کوانتایل ۰,۲ مثبت و معنی‌دار است.

جدول ۶: نتایج تخمین ضرایب هم‌انباشتگی کوانتایل

	lgdpr & lm2		lgdpr & lcpi		lM2 & lcpi	
	β(τ)	γ(τ)	β(τ)	γ(τ)	β(τ)	γ(τ)
۰,۰۵	۰,۳۱۷***	-۰,۰۲۴***	-۰,۲۱۷***	۰,۰۵۳***	۱,۸۴۸***	-۰,۳۰۲***
۰,۱۰	۰,۳۱۳***	-۰,۰۱۹***	-۰,۱۱۱	۰,۰۳۸	۱,۷۱۷***	-۰,۲۸۰***
۰,۱۵	۰,۳۲۶*	-۰,۰۱۸*	۰,۰۵۷	۰,۰۱	۱,۴۵۷***	-۰,۲۳۷***
۰,۲۰	۰,۱۹۶	-۰,۰۱	-۰,۰۸۱	۰,۰۳۲	۱,۳۰۶***	-۰,۲۱۲***
۰,۲۵	۰,۲۱۲	-۰,۰۱۱	-۰,۰۱۳	۰,۰۲۳	۱,۲۱	-۰,۱۹۹
۰,۳۰	۰,۳۲۴	-۰,۰۱۷	۰,۰۰۱	۰,۰۲۱		
۰,۳۵	۰,۳۴۶	-۰,۰۲	-۰,۰۴۲	۰,۰۲۳		
۰,۴۰	۰,۳۸۰*	-۰,۰۲۲*	-۰,۰۲۷	۰,۰۲۱		
۰,۴۵	۰,۳۸۶*	-۰,۰۲۳*	-۰,۰۵۶	۰,۰۲۳		
۰,۵۰	۰,۳۳۱*	-۰,۰۱۹*	۰,۰۱۸	۰,۰۱۳		

	lgdpr & lm2		lgdpr & lcpi		lM2 & lcpi	
	β(τ)	γ(τ)	β(τ)	γ(τ)	β(τ)	γ(τ)
۰,۵۵	*۰,۳۱۳	-۰,۰۱۷	۰,۰۱۸	۰,۰۱۳		
۰,۶۰	۰,۲۷۸	-۰,۰۱۴	۰,۰۱۷	۰,۰۱۴		
۰,۶۵	۰,۳	-۰,۰۱۴	-۰,۰۰۵	۰,۰۱۵		
۰,۷۰	۰,۳۰۱	-۰,۰۱۴	-۰,۰۰۶	۰,۰۱۶		
۰,۷۵	۰,۲۸۹	-۰,۰۱۳	۰,۰۵۷	۰,۰۰۸		
۰,۸۰	*۰,۳۲۴	*-۰,۰۱۶	۰,۱۲۲	۰		
۰,۸۵	*۰,۳۳۸	*-۰,۰۱۳	۰,۱۵۲	-۰,۰۰۲		
۰,۹۰	*۰,۳۴۱	*-۰,۰۱۳	۰,۰۸۳	۰,۰۱۶		
۰,۹۵	**۰,۱۹۲	*-۰,۰۰۶	***-۰,۵۹۰	***۰,۱۰۶		

***بیان‌گر سطح معنی‌داری ۱ درصد، ** سطح معنی‌داری ۵ درصد، * سطح معنی‌داری ۱۰ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور آزمون رابطه علّیت کوانتایل از آماره آزمون S_T استفاده خواهد شد. برای این منظور معادله ۱۰ تا سه وقفه مورد بررسی قرار گرفت که مقادیر سطح معنی‌داری (p-value) در جدول ۷ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن همه کوانتایل‌ها، دو متغیر رشد پول و تورم در شرایط وجود یک تا سه وقفه در سطح معنی‌داری ۵ درصد علّیت گرنجری رشد اقتصادی هستند. با این حال نتایج بررسی دنباله‌های توزیع نتایج به نسبت متفاوتی به همراه دارد. به این صورت که در وقفه اول، اثرات به صورت حدّی بوده و در کوانتایل‌های ۰,۰۵، ۰,۷ و [۰,۸ ، ۰,۹] شواهدی از رابطه علّیت از سوی متغیرهای مذکور به رشد اقتصادی بدست آمد. در وقفه دوم نیز در اکثر کوانتایل‌ها رابطه علّیت از سوی lcpi و lm2 به رشد اقتصادی وجود دارد (بجز در کوانتایل‌های [۰,۲ ، ۰,۴] و ۰,۷۵؛ این نتایج در وقفه سوم هم به صورت ضعیف‌تر و در کوانتایل‌های ۰,۱، ۰,۴۵ و ۰,۹۵ مشاهده می‌شود. در خصوص رابطه علّیت گرنجر از متغیرهای رشد اقتصادی و تورم به حجم نقدینگی، نتایج تاییدکننده وجود علّیت در سطح معنی‌داری ۵ درصد با یک تا سه وقفه نیست. هرچند این نتایج در برخی از کوانتایل‌ها دنباله‌های مورد تایید قرار گرفت.

در این راستا نتایج نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن همه کوانتایل‌ها، متغیرهای رشد اقتصادی و رشد حجم نقدینگی در یک تا سه وقفه علّیت نرخ تورم هستند. نتایج نشان می‌دهد که این اثر در برخی از کوانتایل‌ها معنی‌دار و در برخی دیگر بی‌معنی است. آن‌چه مشخص است، بیشترین اثر در کوانتایل‌های حدّی [۰,۰۵ و ۰,۱] و همچنین کوانتایل ۰,۳۵، [۰,۵۵ ، ۰,۶] و کوانتایل ۰,۹۵ در تمام وقفه‌ها این رابطه علّیت وجود دارد.

جدول ۷: نتایج آزمون علّیت گرنجر

کوانتایل	Lm2 & lcpi to lgdpr			lgdpr & lcpi to lm2			lgdpr & lm2 to lcpi		
	یک وقفه	دو وقفه	سه وقفه	یک وقفه	دو وقفه	سه وقفه	یک وقفه	دو وقفه	سه وقفه
[۰,۰۵:۰,۹۵]	۰,۰۲۳	۰,۰۲۳۳	۰,۰۴۶۵	۰,۵۵۸	۰,۵۵۸۱	۰,۸۳۷۲	۰,۰۴۷	۰,۰۲۳۳	۰,۰۲۳۳
۰,۰۵	۰,۰۲۳	۰,۰۲۳۳	۱,۰۰۰۰	۰,۵۸۱	۱,۰۰۰۰	۱,۰۰۰۰	۰,۰۲۳	۰,۰۲۳۳	۰,۰۲۳۳
۰,۱۰	۰,۱۴۰	۰,۰۲۳۳	۰,۰۴۶۵	۰,۷۲۱	۰,۰۶۹۸	۰,۳۹۵۳	۰,۰۲۳	۰,۰۲۳۳	۰,۰۲۳۳
۰,۱۵	۰,۶۷۴	۰,۰۲۳۳	۱,۰۰۰۰	۰,۵۵۸	۰,۰۲۳۳	۰,۲۵۵۸	۰,۶۹۸	۰,۶۵۱۲	۰,۴۸۸۴
۰,۲۰	۰,۷۴۴	۰,۶۹۷۷	۰,۶۹۷۷	۰,۱۸۶	۰,۳۰۲۳	۱,۰۰۰۰	۰,۱۴۰	۰,۱۸۶۰	۰,۲۳۲۶
۰,۲۵	۰,۸۸۴	۰,۸۳۷۲	۰,۵۱۱۶	۰,۰۴۷	۰,۶۲۷۹	۰,۰۴۶۵	۰,۲۵۶	۰,۶۷۴۴	۰,۷۴۴۲
۰,۳۰	۰,۱۱۶	۰,۱۳۹۵	۰,۷۲۰۹	۰,۱۸۶	۱,۰۰۰۰	۰,۲۰۹۳	۰,۴۴۲	۰,۶۹۷۷	۰,۹۰۷۰
۰,۳۵	۰.۱۲۳	۰,۲۳۲۶	۰,۷۴۴۲	۰,۸۳۷	۰,۷۲۰۹	۰,۵۱۱۶	۰,۰۲۳	۰,۰۴۶۵	۰,۲۵۵۸
۰,۴۰	۰,۳۰۲	۰,۱۱۶۳	۰,۲۷۹۱	۰,۰۲۳	۰,۷۹۰۷	۰,۵۸۱۴	۰,۷۲۱	۰,۷۴۴۲	۰,۶۵۱۲
۰,۴۵	۰,۳۲۶	۰,۰۲۳۳	۰,۰۲۳۳	۰,۱۶۳	۰,۴۶۵۱	۰,۷۲۰۹	۰,۳۹۵	۰,۲۷۹۱	۰,۳۴۸۸
۰,۵۰	۰,۴۱۹	۰,۰۲۳۳	۰,۱۱۶۳	۰,۹۰۷	۰,۹۰۷۰	۰,۶۲۷۹	۰,۲۳۳	۰,۱۸۶۰	۰,۰۹۳۰
۰,۵۵	۰,۴۱۹	۰,۰۲۳۳	۰,۰۶۹۸	۰,۲۷۹	۱,۰۰۰۰	۱,۰۰۰۰	۰,۰۲۳	۰,۰۴۶۵	۰,۰۴۶۵
۰,۶۰	۰,۲۳۳	۰,۰۲۳۳	۰,۵۵۸۱	۰,۵۱۲	۰,۳۲۵۶	۱,۰۰۰۰	۰,۰۲۳	۰,۰۲۳۳	۰,۰۲۳۳
۰,۶۵	۰,۴۱۹	۰,۰۲۳۳	۰,۶۲۷۹	۰,۶۵۱	۰,۷۹۰۷	۰,۷۲۰۹	۰,۰۷۰	۰,۰۲۳۳	۰,۰۶۹۸
۰,۷۰	۰,۰۲۳	۰,۰۲۳۳	۰,۳۷۲۱	۰,۸۱۴	۰,۷۴۴۲	۰,۷۲۰۹	۰,۱۴۰	۰,۱۱۶۳	۰,۱۶۲۸
۰,۷۵	۰,۴۱۹	۰,۲۷۹۱	۰,۲۰۹۳	۰,۹۷۷	۰,۷۴۴۲	۰,۹۵۳۵	۰,۱۱۶	۰,۰۶۹۸	۰,۱۱۶۳
۰,۸۰	۰,۰۲۳	۰,۰۲۳۳	۰,۲۰۹۳	۰,۸۶۰	۰,۲۰۹۳	۰,۵۸۱۴	۰,۶۹۸	۰,۶۵۱۲	۰,۷۲۰۹
۰,۸۵	۰,۰۲۳	۰,۰۲۳۳	۰,۶۲۷۹	۰,۸۸۴	۰,۱۱۶۳	۰,۷۶۷۴	۰,۸۸۴	۰,۸۱۴۰	۰,۵۸۱۴
۰,۹۰	۰,۰۲۳	۰,۰۲۳۳	۱,۰۰۰۰	۰,۹۰۷	۰,۰۲۳۳	۱,۰۰۰۰	۰,۷۶۷	۰,۰۶۹۸	۰,۱۱۶۳
۰,۹۵	۰,۱۴۰	۰,۰۴۶۵	۰,۰۴۶۵	۱,۰۰۰	۱,۰۰۰۰	۱,۰۰۰۰	۰,۰۲۳	۰,۰۴۶۵	۰,۰۴۶۵

***بیانگر سطح معنی‌داری ۱ درصد، ** سطح معنی‌داری ۵ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

در نهایت به منظور شناسایی علامت علّیت میان متغیرهای تحقیق، نتایج تخمین ضرایب $\beta(\tau)$ معادله ۱۱ برای تمام کوانتایل‌های آن تخمین زده می‌شود که در جدول ۸ گزارش شده است. به طور نمونه، نتایج نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در تمام کوانتایل‌ها اثر منفی بر تورم دارد (ستون دوم). همچنین بجز کوانتایل‌های حدّی، رشد نقدینگی اثر مثبت بر تورم دارد (ستون سوم). در خصوص اثر مثبت نقدینگی بر رشد اقتصادی نیز نتایج نشان می‌دهد که در کوانتایل‌های میانی [۰,۵، ۰,۶۵] این اثر وجود دارد و در مابقی کوانتایل‌ها این اثر منفی است (ستون چهارم). بررسی نتایج تخمین نشان می‌دهد که اثر تورم بر رشد اقتصادی به صورت نامتقارن است. به این صورت که در کوانتایل‌های [۰,۰۵، ۰,۷۵] تورم اثر مثبت بر رشد اقتصادی و در کوانتایل‌های بالاتر اثر منفی داشته است (ستون پنجم).

جدول ۸:تخمین ضرایب رگرسیون کوانتایل

	lgdpr to lm2	lgdpr to lcpi	lm2 to lcpi	lm2 to lgdpr	lcpi to lgdpr	lcpi to lm2
۰,۰۵	-۰,۱۹۵	-۰,۴۲۷	-۰,۱۶۲	۰,۰۹۵	۰,۰۵۹	۰,۳۲۱
۰,۱۰	-۰,۴۳۵	-۰,۵۳۱	-۰,۱۱	-۰,۰۱۴	۰,۰۱۹	۰,۲۶۰
۰,۱۵	-۰,۴۰۵	-۰,۶۱۹	۰,۱۴۵	-۰,۰۱۷	۰,۰۰۶	۰,۲۳۷
۰,۲۰	-۰,۲۲۱	-۰,۶۵۷	۰,۱۵۷	-۰,۰۲۵	۰,۰۰۹	۰,۱۷۴
۰,۲۵	-۰,۱۹۷	-۰,۷۰۵	۰,۱۴۱	-۰,۰۴۲	۰,۰۰۹	۰,۱۴۵
۰,۳۰	۰,۱۰۹	-۰,۶۷۶	۰,۱۷۹	-۰,۰۵	۰,۰۱۹	۰,۰۹۲
۰,۳۵	۰,۲۴۶	-۰,۶۷۳	۰,۱۶۸	-۰,۰۳۷	۰,۰۲	۰,۰۹۷
۰,۴۰	۰,۳۵	-۰,۳۴	۰,۱۵۳	-۰,۰۲۸	۰,۰۲۶	۰,۱۰۹
۰,۴۵	۰,۴۲۵	-۰,۳۲۴	۰,۱۶۴	-۰,۰۵۲	۰,۰۲۹	۰,۰۸۴
۰,۵۰	۰,۲۹۳	-۰,۳۲۶	۰,۱۴۷	۰,۰۰۸	۰,۰۳	۰,۰۹۱
۰,۵۵	۰,۲۷	-۰,۱۶۲	۰,۱۰۷	۰,۰۱۴	۰,۰۳۹	۰,۰۱۸
۰,۶۰	۰,۱۸۹	-۰,۳۴۳	۰,۰۸۶	۰,۰۱۵	۰,۰۳۵	۰,۰۱۶
۰,۶۵	۰,۳۵	-۰,۳۵۸	۰,۰۲۱	۰,۰۰۶	۰,۰۲۸	۰,۰۰۲
۰,۷۰	۰,۲۸۸	-۰,۳۸۳	۰,۰۸۶	-۰,۰۱۱	۰,۰۱۷	۰,۰۴۹
۰,۷۵	۰,۴۵۶	-۰,۴۰۳	۰,۰۹۱	-۰,۰۴	۰,۰۱۲	۰,۰۹۴
۰,۸۰	۰,۵۳۴	-۰,۲۶۵	۰,۱۲۶	-۰,۰۵۷	-۰,۰۰۴	۰,۰۵۹
۰,۸۵	۰,۴۰۹	-۰,۲۴۱	۰,۰۸۶	-۰,۰۵۵	-۰,۰۰۷	-۰,۰۲۱
۰,۹۰	۰,۴۹۵	-۰,۲۲۹	۰,۰۹۸	-۰,۰۰۹	-۰,۰۳۹	-۰,۱۷۷
۰,۹۵	۰,۴۰۶	-۰,۲۲۱	-۰,۰۰۸	-۰,۰۰۶	-۰,۰۰۴	-۰,۱۷۳

منبع: یافته‌های تحقیق

در انتها باید اشاره کرد که نتایج بدست آمده در پژوهش حاضر نشان داد که در مجموع کوانتایل‌ها، یک رابطه علّیت گرنجر دو طرفه میان رشد اقتصادی و تورم در سطح معنی‌داری ۵ درصد وجود دارد؛ هرچند که این نتایج در تمام کوانتایل‌ها و وقفه‌های آن‌ها به صورت یکسان نیست. به این صورت که در وقفه اول کوانتایل حدّی ۰,۰۵ و همچنین وقفه دوم کوانتایل‌های [۰,۰۵، ۰,۱]، [۰,۵۵، ۰,۶۵] و کوانتایل ۰,۹۵ رابطه علیت به صورت دو طرفه و در مابقی کوانتایل‌ها به صورت یک‌طرفه است. از این نمونه اخیر نیز می‌توان به کوانتایل میانه (۰,۵) اشاره کرد که در آن رابطه علّیت به صورت یک‌طرفه از تورم به رشد اقتصادی و یا در کوانتایل ۰,۳۵ که علیت از رشد اقتصادی به تورم است. در مجموع باید توجه داشت که رابطه علّیت از تورم به رشد اقتصادی بیشتر در مقادیر بالای نرخ تورم مشاهده می‌شود. در خصوص جهت علّیت نیز نتایج نشان می‌دهد که در تمام کوانتایل‌ها علّیت از رشد اقتصادی به تورم به صورت منفی و علّیت از تورم به رشد اقتصادی نیز در کوانتایل‌های [۰,۰۵− ، ۰,۷۵] به صورت مثبت و در مابقی کوانتایل‌ها به صورت منفی است.

این شواهد نشان می‌دهد در اقتصاد ایران نگرانی از افزایش نرخ تورم در شرایط ایجاد رشد اقتصادی مشکل قابل توجهی محسوب نمی‌شود. به نظر می‌رسد چالش مذکور بیشتر در کشورهایی دیده می‌شود که به شرایط اشتغال کامل نزدیک شده باشند. همچنین باید توجه کرد که اثر نرخ تورم بر رشد اقتصادی در برخی کوانتایل‌ها مثبت است و با افزایش تورم این اثر مثبت کمتر و کمتر شده و از کوانتایل ۰,۸۵ به بعد منفی می‌شود. به بیان دیگر اثر تورم بر رشد اقتصادی در ایران هم غیر خطی و هم نامتقارن است.

در خصوص رابطه علّیت میان نقدینگی و رشد اقتصادی نیز نتایج نشان می‌دهد که در مجموع کوانتایل‌ها یک رابطه علّیت یک طرفه میان این دو متغیر وجود دارد؛ به این صورت که این رابطه از رشد نقدینگی به رشد اقتصادی است. هر چند در برخی کوانتایل‌ها مانند وقفه اول کوانتایل ۰,۲۵ و ۰,۴ و وقفه دوم کوانتایل ۰,۱۵ و ۰,۹ شواهدی از رابطه علّیت از رشد اقتصادی به رشد نقدینگی نیز دیده می‌شود. نکته قابل توجه در این است که در کوانتایل‌های ابتدایی [۰,۰۵ ، ۰,۲۵] علامت علّیت از رشد اقتصادی به رشد نقدینگی به صورت منفی است. به این مفهوم که رشد اقتصادی می‌تواند موجب کاهش رشد نقدینگی شود (باید توجه شود تا حدود چارک اول، نرخ رشد اقتصادی در ایران منفی است)؛ با این حال در سایر کوانتایل‌ها، اثر رشد اقتصادی بر رشد نقدینگی مثبت است. همچنین اثر رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی در اغلب کوانتایل‌ها به صورت منفی است (بجز کوانتایل‌های ۰,۰۵ و [۰,۵۵ ، ۰,۶۵]). به این مفهوم که افزایش رشد نقدینگی باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. به بیان دیگر این نتایج تایید می‌کند که با سیاست‌های پولی انبساطی از جنس افزایش رشد نقدینگی نمی‌توان موجب افزایش تولید و رشد اقتصادی در ایران شد.

یکی دیگر از نتایج مطالعه حاضر، در خصوص بررسی رابطه علّیت میان نقدینگی و تورم است. نتایج نشان می‌دهد که در مجموع کوانتایل‌ها، یک رابطه علّیت یک طرفه از حجم نقدینگی به تورم برقرار است. هر چند در برخی کوانتایل‌ها از جمله وقفه اول کوانتایل ۰,۲۵ و ۰,۴ و همچنین وقفه دوم کوانتایل‌های ۰,۱۵ و ۰,۹ شواهدی از رابطه علّیت از تورم به رشد نقدینگی نیز دیده می‌شود. این در حالی است که علّیت از رشد نقدینگی به تورم در کوانتایل‌های حدّی و اغلب کوانتایل‌های میانی دیده می‌شود. در خصوص جهت علّیت نیز نتایج نشان می‌دهد که در کوانتایل‌های حدّی، رشد نقدینگی اثر منفی بر تورم و در سایر کوانتایل‌ها اثر مثبت بر تورم دارد.

این اثر منفی مقطعی در برخی مطالعات دیگر از جمله شوای[1] (۲۰۰۲) و وو[2] (۲۰۰۲) نیز دیده شده است.

در این راستا نتایج نشان می‌دهد که اثر نقدینگی بر تورم در کوانتایل‌های مختلف به یک اندازه نیز نیست که این نشان می‌دهد رابطه میان این دو متغیر به صورت نامتقارن و غیر خطی است. در خصوص اثر تورم بر رشد نقدینگی نیز نتایج بجز در کوانتایل‌های [۰,۸۵ ، ۰,۹۵] به صورت مثبت است. این موضوع تاییدکننده افزایش نیاز به نقدینگی اقتصاد در شرایط افزایش تورم است. همچنین باید توجه داشت که نتایج نشان می‌دهد در برخی شرایط نرخ تورم، رابطه میان نقدینگی و تورم به صورت خود تقویتی یا خود پایدار وجود دارد. به این مفهوم که نقدینگی باعث افزایش تورم و متقابلا تورم موجب افزایش نقدینگی می‌شود.

جدول ۹: خلاصه نتایج آزمون علیت

	علیت مجموع کوانتایل‌ها	علیت کوانتایل‌ها به تفکیک
علیت میان رشد اقتصادی و تورم	علیت دو طرفه	متفاوت در کوانتایل‌های مختلف
علیت میان رشد نقدینگی و رشد اقتصادی	علیت یک طرفه از نقدینگی به رشد اقتصادی	متفاوت در کوانتایل‌های مختلف
علیت میان تورم و رشد نقدینگی	علیت یک طرفه از نقدینگی به نرخ تورم	متفاوت در کوانتایل‌های مختلف

منبع: نتایج پژوهش

۵- تحلیل و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت موضوع رشد عرضه پول، رشد اقتصادی و نرخ تورم، در پژوهش حاضر رابطه میان متغیرهای مذکور مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور داده‌های مورد نیاز از پایگاه داده‌های بانک مرکزی ایران استخراج گردید. همچنین با توجه به سئوال اصلی پژوهش، روش علیت گرنجر مبتنی بر کوانتایل انتخاب گردید.

بررسی نظرات موجود در زمینه رابطهٔ بین تورم و رشد اقتصادی حاکی از آن است که دیدگاه‌های متفاوتی در مورد رابطه میان این دو متغیر وجود دارد. برخی از دیدگاه‌ها تصریح می‌کنند که تورم می‌تواند تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته باشد؛ برخی دیدگاه‌ها نیز به تأثیر منفی تورم بر رشد اقتصادی اشاره کرده و برخی دیگر استدلال می‌کنند که هیچ رابطه‌ای بین این دو متغیر وجود ندارد. همچنین برخی دیدگاه‌ها تصریح می‌کنند که رابطهٔ تورم و رشد اقتصادی غیر خطی است.

---

[1]. Shuai
[2]. Wu

بدین معنا که تورم تا یک نرخی تأثیر مثبت یا خنثی بر رشد اقتصادی دارد و بعد از آن این تأثیر منفی می‌شود.

مطالعات بسیاری نشان داده است که تورم‌های خفیف ممکن است در کوتاه‌مدت اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته باشد؛ اما نرخ‌های تورم بالا آثار منفی بر رشد اقتصادی دارد. نگاهی به حل معضل تورم در کشورهای منتخب نشان می‌دهد که نمی‌توان به یک نتیجه قطعی در مورد تأثیر تورم بر رشد اقتصادی دست یافت و این مسئله در مورد هر کشور به شرایط و ویژگی‌های آن کشور بستگی دارد. اغلب کشورهایی که در مقطعی از زمان درگیر تورم شدید بوده‌اند، با استفاده از سازوکار عملی توانسته‌اند تا حد زیادی بر نوسانات تورم غلبه کرده و اقتصاد خود را از مضرات چنین نوساناتی مصون نگه دارند که از آن جمله می‌توان به کشورهای شیلی، برزیل و ترکیه اشاره کرد. به طور کلی، سیاست‌های اقتصادهای در حال توسعه جهت رشد اقتصادی با تورم پایین شامل سیاست‌های طرف عرضه و تقاضا، اجتناب از کاهش ارزش پول، بهبود عرضه نیروی کار تحصیل‌کرده، فناوری جدید/ شیوه‌های کاری پیشرفته، تنوع بخشی به نیازهای وارداتی انرژی است. بررسی تجربه کشورهای موفق در این زمینه در هر یک از حوزه‌های اجرایی، پاسخ‌گویی، شفافیت و اطلاع‌رسانی می‌تواند حاوی درس‌های مهمی برای سیاست‌گذاری پولی در ایران باشد و سیاست‌گذار را در این مسیر یاری رساند.

با توجه به نتایج مطالعه حاضر، رابطه میان متغیرهای اصلی تحقیق به صورت زیر هستند:

- نتایج نشان می‌دهد که در ایران و در مجموع کوانتایل‌ها یک رابطه علیت دو طرفه میان رشد اقتصادی و تورم وجود دارد؛ هرچند در همه کوانتایل‌ها این رابطه به صورت یکسان نیست. به این مفهوم که در برخی کوانتایل‌ها حتی رابطه علیت یک سویه و منفی از رشد اقتصادی به تورم و در برخی دیگر از کوانتایل‌ها جهت علیت به صورت معکوس و مثبت است. به این مفهوم که در برخی کوانتایل‌ها افزایش رشد اقتصادی موجب کاهش تورم و در برخی دیگر از کوانتایل‌ها افزایش رشد اقتصادی همراه با افزایش تورم است (و بالعکس برای علیت از تورم برای رشد اقتصادی). علاوه بر این، بر اساس نتایج بدست آمده، اثر تورم بر رشد اقتصادی به صورت غیر خطی و نامتقارن است.
- یکی دیگر از یافته‌های پژوهش نشان داد که در مجموع کوانتایل‌ها رابطه علیت یک سویه از رشد نقدینگی به رشد اقتصادی است؛ هر چند در برخی کوانتایل‌ها رابطه علیت در

جهت معکوس نیز مشاهده می‌شود. در خصوص جهت علیت نیز نتایج نشان داد که در کوانتایل‌های ابتدایی علامت علّیت از رشد اقتصادی به رشد نقدینگی به صورت منفی و در سایر کوانتایل‌ها، این اثر به صورت مثبت است. در این راستا با توجه به اینکه در اغلب کوانتایل‌ها اثر رشد نقدینگی بر رشد اقتصدی به صورت منفی است، می‌توان بیان نمود که با سیاست‌های پولی انبساطی نمی‌توان موجب رشد اقتصادی شد.

- در ارتباط با رابطه علیت میان رشد نقدینگی و تورم نیز نتایج بیانگر رابطه علیت یک سویه و در اغلب کوانتایل‌ها مثبت از نقدینگی به تورم است؛ هرچند این رابطه در تمام نرخ‌های رشد نقدینگی به یک اندازه نیست. به بیان دیگر در ایران نیز دیدگاه‌های مرسوم در خصوص اثرات تورمی رشد نقدینگی مورد تایید قرار می‌گیرد.

در مجموع، شواهد نشان می‌دهد در اقتصاد ایران نگرانی از افزایش نرخ تورم در شرایط ایجاد رشد اقتصادی مشکل قابل توجهی محسوب نمی‌شود. به طور کلی برای نجات کشور از این چالش، باید برنامه ثبات اقتصادی تدوین و اجرا شود. البته ذهنیت و انتظار مردم در مهار تورم نیز نقش کلیدی دارد. اصلاحات پولی و مالی، به مهار تورم و بحران اقتصادی منجر خواهد شد. اصلاحاتی که در نهایت، کاهش نرخ تورم و به دنبال آن افزایش ثبات اقتصادی و شکوفا شدن اقتصاد را در پی دارد. در این راستا لازم است دولت و بانک مرکزی برای دستیابی به اهدافی کلیدی مانند کاهش تورم و افزایش نرخ رشد اقتصادی برنامه‌ای دقیق و علمی در دستور کار قرار دهند. برای رسیدن به این مهم می‌بایست حجم نقدینگی کنترل شود و با اتخاذ سیاست‌های مناسب انتظارات تورمی کاهش یابد؛ امید است با استفاده از تجربیات موفق کشورهای دیگر و بهره‌گیری از نتایج پژوهش‌های اقتصادی معتبر و قوی، نرخ تورم در ایران تا چند سال آینده کاهش چشمگیری را تجربه کرده و ایران به جمع بالغ بر ۱۰۰ کشور دارای نرخ تورم زیر پنج‌درصدی بپیوندد.

References

Aguiar-Conraria, L. Martins, M.F. & Soares, M.J. (2023). "The Phillips Curve at 65: Time for Time and Frequency". Journal of Economic Dynamics and Control **151**: 1-15.

Ahmad, T.(2022). "Investigating the Relationship between Inflation and Economic Growth: A Case of Pakistan". Acta Pedagogia Asiana **1**(1): 1-8.

Abdi Seyedkalai, M. & Taheri Bazkhane, S. (2019). "Reviewing the Relationship between Economic Growth and Inflation in Iran using Time-Frequency Analysis". Iranian Economic Research Quarterly **85**: 91-115. (In Persian)

Asna Ashari Amiri, A. Abolhasani Hestiani, A. Ranjbar Fallah, M. Shaygani, B. & Alizadeh Kalagar, A. (2018). "The Effect of the amount of Liquidity on Economic Growth in Iran (with the Time-Variable Parameter Model Approach)". Scientific Research Quarterly of Economic Growth and Development Research **9**(35): 15-34. (In Persian)

Asnaashari Amiri, A. Abolhasani Histiani, A. Ranjbar Fallah, M. R. Baglan, D. & Yoldas, E. (2014). "Non-Linearity in the Inflation–Growth Relationship in Developing Economies: Evidence from a Semiparametric Panel Model". Economics Letters **125**(1): 93-96.

Ball, L. Mankiw, N. D. & Romer, G. (1991). "The New Keynesian Economics & the Output-Inflation Trade-off". Brooking Papers economic Activity 19.

Bernanke, B.S. & Gertler, M. (1995). "Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission". Journal of Economic Perspectives **9**: 27–48.

Bozkurt, C. (2014). "Money, Inflation and Growth Relationship: The Turkish Case". International Journal of Economics and Financial Issues **4**(2): 309-322.

Branson, W. H. (2007). *Macroeconomic Theory and Policy*, Translated by Shakeri. A. 10th Edition, Ney Publisher (in Persian).

Baddou, M. & Masih, M. (2018). "What Are the Factors that Drive Economic Growth? Evidence from Turkey". Munich Personal RePEc Archive (MPRA) Paper No. 111202, Posted 24 Dec 2021 01:49 UTC.

Bittencourt, M. (2012). "Inflation and Economic Growth in Latin America: Some Panel Time-Series Evidence". Economic Modelling: **29**(2): 333-340.

Cooley, T. F. & Hansen, G. D. (1989). "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model". American Economic Review **79**(4): 733-48.

Cukierman, A. (2017). "Money Growth and Inflation: Policy Lessons from a Comparison of the US since 2008 with Hyperinflation Germany in the 1920s". Economics Letters **154**: 109-112.

Daly, M. & Hobijn, B. (2015). "Why Is Wage Growth So Slow?". Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter 2015-01, 5 January.

De Gregorio, J. (1992). "The Effects of Inflation on Economic Growth: Lessons from Latin America". European Economic Review **36**(2–3): 417-425.

Dayıoğlu, T. & Aydın, Y. (2020). "Relationship between Economic Growth, Unemployment, Inflation and Current Account Balance: Theory and Case of Turkey". https://www.intechopen.com /chapters/73251. DOI: 10.5772/intechopen.93833

Davardizadeh, M., Khodavardizadeh, S. Jani, S. & Khalili, A. (2018). "The Threshold Effect of Inflation on Economic Growth in Developed and Developing Countries: A Panel Soft Transition Regression (PSTR) Model Approach". Quantitative Economics Quarterly **16**(1): 49-77 (In Persian).

Ellington, M. & Milas, C. (2019). "Global Liquidity, Money Growth and UK Inflation". Journal of Financial Stability **42**: 67-74.

Friedman, M. & Meiselman, D. (1963). "The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States: Some Additional Evidence". Southern Economic Journal **45**(4): 1285-1291.

Friedman, M. & Schwartz, A.J. (1963). "A Monetary History of the United States,

1867-1960". New Jersey: Princeton University Press.

Galí, J. & Gertler, M.(2007). "Macroeconomic Modelling for Monetary Policy Evaluation". Journal of Economic Perspectives **21**(4): 25-46.

Girdzijauskas, S. Streimikiene, D. Griesiene, I. Mikalauskiene, A. L. & Kyriakopoulos, G. (2022). "New Approach to Inflation Phenomena to Ensure Sustainable Economic Growth". Sustainability **14**: 518-532.

Jafari Samimi, A. & Gholizadeh Kenari, S. (2007). "Inflation and Economic Growth in Developing Countries: New Evidence". The Journal of Economic Studies and Policies **9**(12): 45-58.

Jha, R. & Dang, T.N. (2012). "Inflation Variability and the Relationship between Inflation and Growth". Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies **5**(1): 3-17.

Kaminsky, G. Reinhart, C. & Végh, C. (2005). "When It Rains It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies ". NBER Chapters, In: NBER Macroeconomics **9**: 11-82.

Kremer, S. Bick, A. & Nautz, D. (2009). "Ination and Growth: New Evidence from a Dynamic Panel threshold Analysis". SFB 649 Discussion Paper Humboldt University, Berlin, Germany.

Khataei, M. & Seifipour, R. (2014). "Investigation of Single-digit Inflation Requirements in Iran's Economy". Program and Budget Scientific-Research Quarterly **20**(3): 1-18 (In Persian).

Khajeh Mohammadlou, A. & Mani, K. (2021). "Nonlinear Effect of Money Volume on Real Exchange Rate with Emphasis on Interest Rate and Inflation in Iran". Bi-Quarterly Journal of Economic Studies and Policies **8**(1): 246- 221. (In Persian).

Khojiani, R. & Nademi, Y. (2017). "Reviewing the Relationship between Production Gap and Inflation for the Iranian Economy Using the Wavelet Transformation Approach". Economic Research Quarterly **18**(69): 334-307. (In Persian)

King, R. G. Plosser, C. & Rebelo, S. T. (2002). "Production, Growth and Business Cycles: Technical Appendix, Computational Economics". Society for Computational Economics **20**(1-2): 87-116.

Koenker, R. & Bassett, G. (1978). "Regression Quantile". Econometrica **46**: 33-49.

Komeyjani, A. & Naghdi, Y. (2009). "Examining the Relationship between Production and Inflation in Iran's Economy (with an Emphasis on Sectoral Production)". Macroeconomics Research Letter **1**(32): 99-124. (In Persian).

Kydland, F. E. & Prescott E. (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations". Econometrica **6**(50): 1345–1370.

Malikov, E. Hartarska, V. & Mersland, R. (2020). "Economies of Diversification in Microfinance: Evidence from Quantile Estimation on Panel Data". Finance Research Letters **34**: 1-15.

Mousavi, S. H. & Soltani, Sh. (2016). "Analysis of Inflation, Production Growth and Economic Stability in Iran". Economic Research Quarterly (Sustainable Growth and Development) **17**(3): 77-99 (In Persian).

Montoriol, G.J. (2015). "Lead Economist Growth without Inflation: What does the Phillips Curve Tell Us". https://www.caixabankresearch.com/en/economics-

markets/activity- growth/growth-without-inflation-what-does-phillips-curve-tell-us.

Mukoka, S. (2018). "An Econometric Assessment of the Impact of Inflation on Economic Growth: A Case Study of Zimbabwe Economy". Economics **7**(1): 17–22.

Niken, K. Haile, M.A. & Berecha, A. (2023). "On the Nexus of Inflation, Unemployment, and Economic Growth in Ethiopia". Heliyon **9**(4): 1-18.

Nyongesa, D. N. Amleg, E. L. & Scholastica, O. (2017). "The Relationship between Inflation and Economic Growth in East African Community Countries". Noble International Journal of Economics and Financial Research **2**(12): 152–162.

Ocampo, J.A. & Ojeda-Joya, J. (2022). "Supply Shocks and Monetary Policy Responses in Emerging Economies". Latin American Journal of Central Banking **3**(4):1-18.

Orphanides, A.(2003). "The Quest for Prosperity without Inflation". Journal of Monetary Economics **50**: 633–663.

Uhlig, H. (2005). "What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure". Journal of Monetary Economics **52**(2): 381-419.

Park Y. C. (1996). *The Level and Variability of Inflation, Output Growth and Money: Cross-Section Empirical Analysis*, A Dissertation Presented to the Faculty of Graduate School, University of Missouri- Columbia

Pesaran, M H. & Evans, R A.(1984). "Inflation, Capital Gains and U.K. Personal Savings: 1953-1981". Economic Journal, Royal Economic Society **94**(374): 237-257.

Pourali, M. Rajaei, Y. & Dalmanpor, M. (2023). "Estimation of Economic Growth Model in Selected Developing Countries: Generalized Method of Moments Approach". Financial Economics **17**(62): 1-15.

Phelps, E. S. (1967). "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Employment over Time". Economica **34**(3): 254–281.

Phillips, A. W. (1958). "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1861-1957". Economica **25**(100): 283-299.

Roshan, A. & Qarahi, R. (2012). "Investigation of the Relationship between Money Supply, General Level of Prices and Economic Growth in Iran During the Post-Revolution Period (1358-1358)". Economic Sciences Quarterly **6**(19): 89-109 (In Persian).

Sahabi, B. Soleimani, S. Khezri, S. & Khezri, M. (2012). "The Effects of Liquidity Growth on Inflation in the Iranian Economy: Regime Change Models". Economic Strategy Quarterly **2**(4): 1-20. (In Persian)

Sargent, T. J. & Surico. P. (2008). "Monetary Policies and Low-Frequency Manifestations of the Quantity Theory". Discussion Papers 26, Monetary Policy Committee Unit, Bank of England.

Seleteng, M. Bittencourt, M. & Eyden, R. (2013). "Non-Linearities in Inflation–Growth Nexus in the SADC Region: A Panel Smooth Transition Regression Approach". Economic Modelling **30**: 49-156.

Shuai, Y. (2002). "The Effect of Money Demand on Capital Stock Monetization". Economic Issue in China **3**: 30-35.

Sidrauski, M. (1967). "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy". American Economic Review **57**(2): 534-544.

Stockman, A. (1981). "Anticipated Inflation and Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy". Journal of Monetary Economics **8**: 387-393.

Snowdon, B. & Vane, H.R. (2005). *Modern Macroeconomics (Its Origins, Development and Cerrent State)*, Cheltenham: Edward Elgare Press.

Soltan Toyeh, M. Miaraskari, M. & Rasaeeian, A. (2012). "Investigating the Relationship between Inflation and Economic Growth in Iran using the Gholtan Linear Regression Model". Journal of Monetary & Banking Research **6**(14): 49-68 (In Persian).

Tavakolian, H. & Shahmoradi, A. (2012). "A Study on Nonlinear Relationship between Inflation and Economic Growth in Iran A Markov Switching Approach". Economics Research **12**(47): 51-70.

Troster, V. Shahbaz, M. & Uddin, G.S. (2018). "Renewable Energy, Oil Prices, and Economic Activity: A Granger-Causality in Quantiles Analysis". Energy Economics **70**: 440-452.

Tiwari, K.A. Oros. C. & Albulescu, C. T. (2014). "Revisiting the Inflation–Output Gap Relationship for France using a Wavelet Transform Approach". Economic Modelling **37**: 464–475.

Tiwari, A. K. Olayeni, R. O. Olofin, S. A. & Chang, T. (2019). "The Indian Inflation–Growth Relationship Revisited: Robust Evidence from Time–Frequency Analysis". Applied Economics **51**(51): 5559-5576.

Tobin, J. (1965). "Money and Economic Growth". Econometrica **33**: 671-68.

Végh, C. L. Morano, D. & Friedheim, D. Rojas. (2017). "Between a Rock and a Hard Place: the Monetary Policy Dilemma in Latin America and then Caribbean". LAC Semiannual Report (October), World Bank, Washington, DC. 10.1596/978-1-4648-1217-0.

Walsh, C.E. (2010). *Monetary Theory and Policy*, New York: MIT Press.

Wu, Z. W. (2002). "Unusual Relationship between Money Supply and Prices: Theory and Empirical Study for China". Management World **12**: 15-25.

Uddin, G.S. Muzaffar, A.T. Arouri, M. & Sjö, B. (2017). "Understanding the Relationship between Inflation and Growth: A Wavelet Transformation Approach in the Case of Bangladesh". The World Economy **40**(9): 1918-1933.

Soltan Toyeh, M. Akbari, M.A. & Rasaeian, A. (2013). "Relationship Between Inflation and Economic Growth in Iran (Rolling Linear Regression)". Jornal of Monetary and Banking Research **6**(14): 49-68.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 241-282

Country risk, human development and the brain drain

Ramin Amani[1], Bakhtiar Javaheri[* 2], Zanko Ghorbani[3]

Received: 25-06-2023 Accepted: 05-08-2023

Extended Abstract

Purpose: Brain drain is one of the most critical challenges facing developing countries. Educated and skilled people migrate from these countries to more economically stable ones. Brain drain can reduce the capabilities and economic growth in developing countries. Human capital is significant in the theories of economic growth; as a result, less developed countries, as a source of brain drain, mainly face problems such as a low economic growth rate and a high unemployment rate. Another consequence that the countries of brain drain origin are faced with is the reduction of the economic well-being of the society. This is because productivity decreases with the removal of human capital and the government is forced to increase the cost of education. One of the ways to reduce the problem of brain drain is to raise the level of life expectancy and increase people's satisfaction and self-confidence. For this purpose, it is necessary to improve living conditions and create suitable job opportunities in countries with a low level of human development. In addition, raising education and knowledge can increase people's capabilities and improve working conditions in countries. Political instability is one of the most severe obstacles to a country's economic growth and development. The lack of political stability can lead to decreased investment, increased inflation, and economic and social problems. A low level of political stability has a negative effect on economic and financial development. This is because political instability causes an increase in risk and uncertainty in economic contracts, the structure of property rights, and tax policies for entrepreneurs. Improving the political stability of a country is an essential step toward achieving economic growth and development; countries with higher political stability have more power to create wealth. Nowadays, Brain drain is a critical issue in

[1] M.Sc. in Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. Email: r.amani@uok.ac.ir
[2]. Corresponding author. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. Email: b.javaheri@uok.ac.ir
[3] M.Sc. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. Email: zanko.ghorbani@uok.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 241-282

developing countries. Low income, high unemployment, discrimination, and lack of social justice are the main reasons for brain drain. Developing countries face political, economic and financial instability; as a result, skilled and talented individuals seek better welfare and job opportunities in developed countries. This study aims to investigate the impacts of country risk and human development on brain drain in 106 countries. To achieve the goal of the study, the countries in question are divided into three groups including countries with a low political risk (44 countries), a medium political risk (48), and a high political risk (14 countries) from 2007 to 2020. The research is conducted through the fixed panel method, the standard generalized method of moments, and two-stage generalized method of moments. The results of the research show that country risk and its sub-indices in all the three groups of countries have a positive effect on increasing brain drain. This effect is greater in countries with medium and high political risk levels. Also, the human development index negatively and significantly affects the brain drain in the studied countries. To reduce the level of brain drain, it is suggested for policymakers to give priority to providing suitable conditions for business and investment in the country so as to increase job opportunities and improve economic conditions.

Methodology: In this research, both one- and two-step methods have been used to prevent single effects. Two tests are proposed to ensure the appropriateness of using this method for estimating the model. Initially, the Sargan test is used to demonstrate the validity of the instrumental variables. The second test includes a) the first-order correlation test AR and b) the second-order AR. According to Arellano and Bond (1992), in GMM estimation, the disruptive terms should have first-order serial correlation, not second-order one (Arellano & Bover, 1995).

Findings and Discussion: The results indicate that country risk and its sub-indices positively affect brain drain in countries with low, medium, and high political risks. However, this effect is more potent in medium- and high-political-risk countries. The human development index also negatively and significantly impacts brain drain in all countries. As an important finding, the effect of country risk and its sub-indices on brain drain in countries with low political risk levels is less than that in countries with medium and high political risks. In fact, in countries with low risk levels, the effect of uncertainty and the risk of brain drain is less; in these countries, investment security is high, and investment laws and regulations are usually substantial. Moreover, Human development can be considered as one of the factors to reduce brain drain. Poverty and unemployment will decrease by increasing education, improving health, and increasing access to economic opportunities, job opportunities, and entrepreneurship. Also, human development can improve living conditions and social security, reducing brain drain. As a comprehensive and inclusive solution, it can help to reduce brain drain in different countries.

Conclusion and Policy Implications: Brain drain has become a critical issue in poor

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 241-282

and less developed countries. This issue in developing countries is primarily due to political, economic, and financial instability. For this reason, skilled and talented people migrate to advanced countries for better welfare conditions and job opportunities. This issue causes a decrease in human capital and, as a result, a reduction in the economic growth and development of the countries of origin. In addition, brain drain causes discrimination and social injustice in developing countries because people with high abilities migrate to developed countries, while people with fewer abilities and without particular expertise remain in their country of origin. The results indicate that country risk and its sub-indices positively affect brain drain in countries with low, medium and high levels of political risk. However, this effect is greater in countries with medium and high political risk levels. Also, the human development index negatively and significantly impacts brain drain in all the studied countries.

Keywords: Human Development Index, Country Risk, Brain Drain.

JEL Classification: C23, F5, H1

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: ۲۴۱-۲۸۲

ریسک کشوری، توسعه انسانی و مهاجرت نخبگان

رامین امانی[۱]، بختیار جواهری*[۲]، زانکو قربانی[۳]

دریافت: ۰۴-۰۴-۱۴۰۲ پذیرش: ۱۴-۰۵-۱۴۰۲

چکیده

یکی از چالش‌های کشورهای درحال‌توسعه در عصر حاضر مهاجرت نخبگان است. سطوح پایین درآمدی، بیکاری بالا، احساس تبعیض و نبود عدالت اجتماعی از مهم‌ترین دلایل مهاجرت نخبگان است. کشورهای درحال‌توسعه با بی‌ثباتی‌های سیاسی، مشکلات اقتصادی و مالی رو به رو هستند و درنتیجه افراد متخصص و ماهر در جست‌وجوی موقعیت‌های بهتر رفاهی و کاری عازم کشورهای توسعه‌یافته می شوند. هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر ریسک کشوری و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان در ۱۰۶ کشور جهان است. در راستای هدف پژوهش، کشورهای موردنظر در سه گروه شامل؛ کشورهای با ریسک سیاسی پایین (۴۴ کشور)، ریسک سیاسی متوسط (۴۸)، و ریسک سیاسی بالا (۱۴ کشور) تقسیم شده و دوره زمانی سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۲۰ و روش پژوهش شامل؛ پانل ثابت، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استاندارد و گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ریسک کشوری و زیر شاخص‌های آن در هر سه گروه از کشورهای با ریسک سیاسی پایین، متوسط و بالا دارای تأثیر مثبت در جهت افزایش مهاجرت نخبگان است و این تأثیر در کشورهای با سطح ریسک سیاسی متوسط و بالا بیشتر است. از طرف دیگر، شاخص توسعه انسانی نیز دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان در کشورهای موردمطالعه است. برای کاهش سطح مهاجرت نخبگان به سیاست‌گذاران پیشنهاد می شود که شرایط مناسب برای کسب‌وکار و سرمایه‌گذاری در داخل کشور جهت افزایش فرصت‌های شغلی و بهبود شرایط اقتصادی را در اولویت قرار دهند.

واژگان کلیدی: شاخص توسعه انسانی، ریسک کشوری، مهاجرت نخبگان.

طبقه‌بندی JEL: C32، F5، H1.

---

[۱]. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. r.amani@uok.ac.ir

[۲]. نویسنده مسئول. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. b.javaheri@uok.ac.ir

[۳]. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. zanko.ghorbani@uok.ac.ir

۱- مقدمه

امروزه، مهاجرت نخبگان[1] یکی از مهم‌ترین چالش‌های کشورهای درحال‌توسعه است. زیرا افراد تحصیل‌کرده و ماهر از این کشورها به‌سوی کشورهایی که از لحاظ اقتصادی باثبات‌تر هستند، مهاجرت می‌کنند (ال سقیر و همکاران[2]، ۲۰۲۰). مهاجرت نخبگان می‌تواند باعث کاهش توانمندی‌ها و رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه شود (گارسیا زی[3]، ۲۰۲۰). سرمایه‌های انسانی در نظریه‌های رشد اقتصادی اهمیت بسزایی دارند در نتیجه کشورهای کمتر توسعه‌یافته به عنوان مبدأ مهاجرت نخبگان عمدتاً با مشکلاتی مانند: نرخ رشد اقتصادی پایین و نرخ بیکاری بالا مواجه خواهند شد (صالحی فریدونی و همکاران، ۱۳۹۹). بعد از جنگ جهانی دوم و به‌طورخاص در کشورهای درحال‌توسعه، چالش مهاجرت نخبگان اهمیت پیدا کرد؛ زیرا افراد متخصص با دانش و توانمندی‌های مختلف در این کشورها به‌سوی کشورهای توسعه‌یافته مهاجرت می‌کردند و کشورهای درحال‌توسعه از رشد و توسعه اقتصادی مطلوب محروم می‌شدند (چاند[4]، ۲۰۱۹). یکی دیگر از تبعاتی که کشورهای مبدأ مهاجرت نخبگان با آن روبه‌رو هستند، کاهش رفاه اقتصادی جامعه است؛ زیرا با کاهش سرمایه انسانی از یک طرف بهره‌وری کاهش می‌یابد و از طرف دیگر دولت ناچار به افزایش هزینه‌های آموزش از طریق افزایش مالیات از سایر افراد جامعه جهت انباشت و حفظ سرمایه انسانی می‌شود (گرویزارد و لول[5]، ۲۰۰۶). در کشورهای درحال‌توسعه، مهاجرت نخبگان از اهمیت بالایی برخوردار است؛ زیرا این کشورها به دلیل مهاجرت نخبگان سرمایه انسانی بیشتری ازدست‌داده که منجر به کند شدن فرایند توسعه در آن کشورها می‌شود. از سوی دیگر، نخبگان بر فرایند توسعه اقتصادی، سیاسی و اجتماعی در یک جامعه تأثیر بسزایی دارند. زیرا نخبگان به‌عنوان منبع بزرگی از ایده‌ها، دانش‌ها و مهارت‌ها شناخته می‌شوند. بدین ترتیب بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه در معرض مهاجرت نخبگان قرار دارند.

---

1. Brain Drain
2. El Saghir et al.
3. Garcia Zea
4. Chand
5. Groizard & Lull

یکی از راه‌های کاهش مهاجرت نخبگان، بهبود شرایط زندگی و افزایش رضایتمندی و اعتماد به نفس افراد است. بهبود شرایط زندگی و ایجاد فرصت‌های شغلی مناسب در کشورهایی که سطح توسعه انسانی پایینی دارند، می‌تواند به بهبود رضایتمندی و کاهش تقاضا برای مهاجرت کمک کند (دجاجیک و همکاران[1]، ۲۰۱۹). از طرف دیگر، بالابردن سطح آموزش و دانش می‌تواند باعث افزایش توانمندی‌های افراد و بهبود شرایط کاری در کشورها شود. این موضوع می‌تواند با جذب استعدادهای بالقوه، مهاجرت نخبگان را کاهش دهد (خو و همکاران[2]، ۲۰۲۱). افزایش متوسط درآمد فردی نیز با بهبود شرایط زندگی و کاهش فقر در کشورها می‌تواند موجب کاهش مهاجرت نخبگان شود؛ زیرا فرصت‌های شغلی و درآمد بیشتر، انگیزه‌ای برای بازگشت افراد به کشور خود فراهم می‌کند (خان و همکاران[3]، ۲۰۲۱). در نتیجه تقویت بنیان‌های شاخص توسعه انسانی، به عنوان راهکاری مناسب در جهت کاهش مهاجرت نخبگان در کشورهای درحال‌توسعه می‌تواند مؤثر باشد. زیرا زمانی که شرایط زندگی افراد در یک جامعه بهبود یابد، فرصت‌های شغلی متناسب با افراد جامعه ایجاد شود، سطح آموزش و بهداشت در یک جامعه به حد مطلوبیت برسد، نخبگان کمتر مهاجرت می‌کنند و حتی ممکن است تعدادی از نخبگانی که مهاجرت کرده‌اند به کشور بازگردند.

عدم ثبات سیاسی یک مانع جدی برای رشد و توسعه اقتصادی یک کشور است. نبود ثبات سیاسی در یک کشور می‌تواند منجر به کاهش سرمایه‌گذاری، افزایش تورم و مشکلات اقتصادی و اجتماعی شود. سطح پایین ثبات سیاسی دارای اثر منفی بر توسعه اقتصادی و مالی است؛ زیرا افزایش بی‌ثباتی سیاسی موجب افزایش ریسک و نااطمینانی در قراردادهای اقتصادی، ساختار حقوق مالکیت و سیاست‌های مالیاتی با هزینه بالا برای کارآفرینان می‌شود (لکونن و هیمونن[4]، ۲۰۱۵). ثبات سیاسی یک کشور یکی از اولین گام‌ها برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی است؛ زیرا کشورهایی که ثبات سیاسی بالاتری دارند، از قدرت بیشتری برای خلق ثروت برخوردارند (دوتا و همکاران[5]، ۲۰۱۳). ثبات سیاسی در یک کشور، با کاهش ریسک و نااطمینانی، اعتماد، ارتباط و تعامل بین

---

1. Djajić et al.
2. Xue et al.
3. Khan et al.
4. Lehkonen & Heimonen
5. Dutta et al.

گروه‌های اجتماعی و بنگاه‌ها و در نتیجه امنیت دارایی‌های فیزیکی را افزایش می‌دهد که یکی از نتایج آن بهبود شرایط و رشد اقتصادی است (دوهان و همکاران[1]، ۲۰۰۷). اگر در کشوری ریسک سیاسی بالا باشد، هم راستا با آن ریسک اقتصادی هم بالا خواهد بود (لی و همکاران[2]، ۲۰۱۳). با افزایش ریسک اقتصادی و نااطمینانی، تمایل سرمایه‌گذاران خارجی برای سرمایه‌گذاری در کشور موردنظر کاهش می‌یابد (زارع و همکاران، ۱۴۰۰). نتایج پژوهش‌های متعدد نشان می‌دهد که تغییرات در سطح ریسک کشوری تأثیر زیادی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد (هایاکاوا[3]، ۲۰۱۳).

کشور ساموآ با ضریب ۹/۹۰ در رتبه یک بیشترین مهاجرت نخبگان و جامائیکا در جایگاه دوم با ضریب ۹، کشور فلسطین نیز با ضریب ۸/۸۰ در رتبه سوم این فهرست هستند. استرالیا با ضریب ۰/۵ کمترین میزان مهاجرت نخبگان را دارد. در این رتبه‌بندی میانگین مهاجرت نخبگان در سال ۲۰۲۰ ضریب ۵/۲۵ برآورد شده است. رتبه ایران در بین این ۱۷۳ کشور، ۹۶ با ضریب ۵/۳۰ و در بین کشورهای آسیایی رتبه ۲۴ است که نشان می‌دهد ضریب ایران در زمینه مهاجرت نخبگان با تفاوت کمی بالاتر از میانگین جهانی است (گلوبال اکونومی[4]، ۲۰۲۲). در شاخص ریسک کشوری، آمریکا در سال ۲۰۲۰ ضریب ۷۷/۷ را کسب کرده است. کشور ایران نیز ضریب ۶۲/۳۱ در سال ۲۰۲۱ را در میان این رتبه‌بندی داشته است (مرکز خدمات ریسک سیاسی[5]، ۲۰۲۱).

از نظر شاخص توسعه انسانی در سال ۲۰۲۰، نروژ با ۰/۹۵۹ واحد در رتبه اول، ایرلند با ۰/۹۵۵ واحد در رتبه دوم قرار دارند. بدترین وضعیت شاخص توسعه انسانی نیز مربوط به نیجریه با ۰/۳۹۴ واحد است. رتبه ایران در میان ۱۸۹ کشور ۷۰ با امتیاز ۰/۷۸۳ است (دفتر برنامه توسعه سازمان ملل متحد[6]، ۲۰۲۰). از آنجایی که مهاجرت نخبگان شکاف توسعه انسانی بین کشورهای مبدا و مقصد را می‌افزاید و باتوجه‌به تاثیر مهاجرت نخبگان بر رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر شاخص ریسک کشوری و همچنین شاخص

---

1. Douhan et al.
2. Lee et al.
3. Hayakawa
4. Global Economy
5. International Country Risk Guide
6. United Nations Development Programme

توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان در سه دسته از کشورهای با ریسک سیاسی بالا، ریسک سیاسی متوسط و ریسک سیاسی پایین طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۲۰ و با استفاده از سه روش پانل ثابت، گشتاورهای تعمیم‌یافته استاندارد و گشتاورهای تعمیم‌یافته دو مرحله‌ای است. درواقع این پژوهش به دنبال پاسخ به این سؤال است که ریسک ازیک‌طرف و توسعه انسانی ازطرف دیگر، چه تأثیری بر مهاجرت نخبگان در کشورهای مختلف دارد؟

در این راستا، مطالب این پژوهش در شش بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری در مورد تأثیر ریسک کشوری و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان، در بخش سوم پیشینه پژوهش، در بخش چهارم روش‌شناسی مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته پویا و تصریح مدل ، در بخش پنجم یافته‌ها و در بخش پایانی بحث و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

مهاجرت نخبگان به معنی مهاجرت افراد بسیار ماهر و تحصیل‌کرده از کشور (مبدأ) به کشور دیگر (مقصد) است (ال سقیر و همکاران، ۲۰۲۰). نرخ مهاجرت نخبگان در یک کشور، بر اساس تعداد افراد تحصیل‌کرده‌ای که در متوسط سنی ۲۵ سال و بالاتر، تحصیلات عالی دارند و در خارج از کشور مبدأ خود زندگی می‌کنند، برآورد می‌شود (داکیر و مارفوک[1]، ۲۰۰۶). نرخ مهاجرت نخبگان در کشورهایی که درگیری مذهبی دارند، بی‌ثباتی سیاسی در آن‌ها حاکم است و همچنین شاخص توسعه انسانی در این کشورها سطح پایینی دارد، بیشتر است (سروانتس و گوئلک[2]، ۲۰۰۲؛ گیبسون و همکاران[3]، ۲۰۱۱). همچنین، مکاتب مختلف اقتصادی (کلاسیک، نئوکلاسیک و مارکسیست) سرمایه انسانی (نخبگان) را عامل اصلی تولید و رشد اقتصادی مطرح کرده‌اند (اسمیت[4]، ۱۷۷۶؛ بکر[5]، ۱۹۶۴؛ لوکاس[6]، ۱۹۸۸؛ مارکس و انگلس[7]، ۱۸۴۸).

---

1. Docquier and Marfouk
2. Cervantes and Guellec
3. Gibson et al.
4. Smith
5. Becker
6. Lucas
7. Marx & Engels

عوامل مختلفی بر مهاجرت نخبگان تأثیرگذار هستند که به‌اختصار به این عوامل و نحوه اثرگذاری آن‌ها اشاره می‌شود:

- **عوامل اقتصادی:** یکی از علل اصلی مهاجرت نخبگان، عوامل اقتصادی مانند سطح درآمدی پایین، فراهم نبودن فرصت‌های شغلی مناسب و شرایط کاری نامناسب در کشور مبدأ است. افراد متخصص، ماهر و با تحصیلات بالا، به دنبال چشم‌اندازهای اقتصادی بهتر در خارج از کشور هستند که بتوانند سطوح درآمدی بالاتری را کسب و از شرایط رفاهی بهتری برخوردار باشند (اته و وایت[1]، ۲۰۲۱).
- **عدم پایداری سیاسی:** عدم ثبات سیاسی یکی دیگر از عوامل مؤثر در افزایش مهاجرت نخبگان است. در کشورهایی که سطح ریسک، نااطمینانی و عدم ثبات سیاسی و فساد بالا است، احساس ناامنی در افراد متخصص و نخبگان جامعه افزایش می‌یابد و به دنبال پناهگاهی امن در کشورهای دیگر برای زندگی و آینده هستند (اوزدوگان[2]، ۲۰۲۱).
- **فراهم نبودن فرصت‌ها:** فراهم‌نبودن فرصت‌های مناسب برای زندگی، کاری و تحصیلی باعث می‌شود که افراد با استعداد ترغیب به مهاجرت به سایر کشورها شوند. بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه، منابع کافی برای فراهم‌آوردن آموزش و تحصیلات عالی مناسب برای شهروندان خود ندارند و یا این منابع را صرف امور دیگری می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر، افراد نخبه، احساس می‌کنند که در کشور مبدأ گزینه‌های محدودی برای رشد و توسعه حرفه‌ای دارند (لازارتو[3]، ۲۰۲۲).
- **عوامل اجتماعی:** عوامل اجتماعی مانند تبعیض و نبود آزادی سیاسی نیز می‌تواند باعث افزایش مهاجرت نخبگان شود. در کشورهایی که نابرابری اجتماعی، نبود تحمل نسبت به گروه‌های خاص یا نبود آزادی بیان وجود دارد، افراد ممکن است احساس کنند که نمی‌توانند به رشد و شکوفایی برسند و این موضوع می‌تواند باعث شود که از کشور خود خارج و به دنبال جامعه‌ای با سطح آزادی بالاتری باشند (میتلمیر و همکاران[4]، ۲۰۲۲).

---

1. Ette & Witte
2. Ozdogan
3. Lazaretou
4. Mittelmeier et al.

- **سیاست‌های جذب نخبگان توسط کشورهای توسعه‌یافته:** مهاجرت نخبگان تنها به دلیل مشکلات و سیاست‌های کشورهای مبدأ نیست و بعضی از کشورها (بخصوص کشورهای غربی) سیاست‌هایی را در جهت جذب افراد حرفه‌ای، متخصص، ماهر و تحصیل‌کرده اتخاذ می‌کنند. این سیاست‌ها شامل فراهم‌آوردن فرصت‌های شغلی بهتر، درآمد بالاتر و امتیازهایی مانند کاهش مالیات یا مجوز اقامت است (شاه آبادی و همکاران[1]، ۲۰۲۰).

در نتیجه، مهاجرت نخبگان یک مسئله پیچیده است که تحت‌تأثیر عوامل متعدد قرار دارد. از جمله می‌توان به عوامل اقتصادی، نبود پایداری سیاسی، نبود فرصت‌های مناسب شغلی، عوامل اجتماعی، سیاست‌های جذب نخبگان، عوامل فرهنگی و سایر عوامل تأثیرگذار اشاره کرد. هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر ریسک کشوری و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان است و در بخش آتی به بیان نحوه اثرگذاری این دو شاخص بر مهاجرت نخبگان پرداخته می‌شود.

۲-۱- شاخص ریسک کشوری و مهاجرت نخبگان

شاخص ریسک کشوری شامل سه زیرشاخص اصلی ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی و ریسک مالی و ۲۲ زیرشاخص فرعی است که در مورد هر یک تعاریف به خصوصی دارد. استقلال قوه قضاییه، ثبات دولت و اعتبار سیستم قانونی یک کشور ریسک سیاسی را تشکیل می‌دهد (مرکز خدمات ریسک سیاسی[2]، ۲۰۲۲). ریسک اقتصادی ابزاری برای ارزیابی نقاط قوت و ضعف اقتصادی فعلی یک کشور است. ریسک اقتصادی زمانی ایجاد می‌شود که تغییرات زیان‌باری در سیاست‌های مالی، سیاست‌های پولی، سیاست‌های بین‌المللی، تغییر و ایجاد ثروت، تخلیه منابع طبیعی و کاهش رشد صنعت به وجود آید. ریسک مالی نیز به ارزیابی توانایی یک کشور در پرداخت تعهدات مالی و بدهی‌های قانونی، تجاری و داد و ستد می‌پردازد و هرچه میزان بدهی یک کشور زیاد باشد، ریسک مالی افزایش خواهد یافت (لیو و همکاران[3]، ۲۰۱۶). از مهم‌ترین عواملی که در یک جامعه می‌تواند بر مهاجرت نخبگان اثرگذار باشد، ریسک اقتصادی و سیاسی است (اویشی و

---

1. Shahabadi et al
2. https://www.prsgroup.com/wp-content/uploads/2022/04/ICRG-Method.pdf
3. Liu et al.

هامادا[1]، ۲۰۱۹). پژوهش‌های اخیر حاکی از آن است که اگر در بلندمدت ریسک اقتصادی در یک جامعه بالا باشد، منجر به مهاجرت نخبگان می‌شود (هوریوچی و اویشی[2]، ۲۰۲۲). بیکاری و بی‌ثباتی سیاسی هم اثر افزایشی بر مهاجرت نخبگان می‌گذارد که باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود (لیلا و همکاران[3]، ۲۰۱۸). همچنین کاهش سطح ریسک سیاسی با افزایش سرمایه‌گذاری خارجی، منجر به افزایش رشد اقتصادی و رفاه و به‌تبع آن کاهش مهاجرت نخبگان می‌شود (میر و همکاران[4]، ۲۰۱۸). ریسک سیاسی یک عامل مهم در مهاجرت نخبگان است. شرایط سیاسی نامطلوب، نظام حقوقی ضعیف و نداشتن آزادی بیان، باعث می‌شود که افراد به دنبال جایگاه بهتر و شرایط زندگی بهتر در کشورهای دیگر باشند. به‌علاوه، تحریم‌های بین‌المللی و تحریم‌های داخلی نیز می‌توانند باعث مهاجرت نخبگان شود. برای مثال، تحریم‌های ایالات متحده علیه ایران باعث شده که بسیاری از متخصصین ایرانی به دنبال فرصت‌های شغلی در کشورهای دیگر باشند (ژانپیسووا و همکاران[5]، ۲۰۲۰). از طرف دیگر، شرایط اقتصادی نامطلوب و بالابودن سطح ریسک اقتصادی، افزایش نرخ بیکاری و کاهش درآمد، باعث می‌شود که افراد به دنبال فرصت‌های شغلی و درآمد بهتر در کشورهای دیگر باشند. همچنین، افزایش قیمت مسکن و هزینه‌های زندگی نیز می‌تواند باعث مهاجرت نخبگان شود. برای مثال، در سال‌های اخیر، بسیاری از جوانان اروپایی شرقی، کشورهای جنگ‌زده خاورمیانه و کشورهای آفریقایی به دلیل شرایط اقتصادی نامطلوب، به دنبال فرصت‌های شغلی و زندگی بهتر در کشورهای دیگر مهاجرت کنند (کریستیاجی[6]، ۲۰۱۹). همچنین ریسک مالی از طریق ایجاد شرایط نامطلوب بازار سرمایه، افزایش قیمت سهام و کاهش ارزش پول ملی، باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران و متخصصین به دنبال فرصت‌های سرمایه‌گذاری در کشورهای دیگر باشند و پایبند نبودن دولت و بانک‌ها به تعهدات مالی خود نیز می‌تواند باعث مهاجرت نخبگان شود (مختارو و همکاران[7]، ۲۰۲۲).

---

1. Oishi & Hamada
2. Horiuchi & Oishi
3. Laila et al.
4. Meyer et al.
5. Zhanpeisova et al.
6. Kristiaji, B. B.
7. Mukhtarov et al.

۲-۲- شاخص توسعه انسانی و مهاجرت نخبگان

شاخص توسعه انسانی[1]، یک شاخص مهم در سطح جهانی است که نشان‌دهنده سطح توسعه انسانی یک کشور است. این شاخص، شامل سه مؤلفه اساسی است که عبارت‌اند از: امید به زندگی، سطح آموزش و دانش و درآمد متوسط فردی. باتوجه‌به اینکه مهاجرت نخبگان بیشتر در کشورهای با سطح توسعه انسانی پایین رخ می‌دهد، بهبود این شاخص می‌تواند راهکاری برای کاهش مهاجرت نخبگان در این کشورها باشد (دورماز[2]، ۲۰۲۲). مهاجرت نخبگان یا فرار سرمایه انسانی، مهاجرت افراد یا نیروی انسانی ماهر و متخصص از کشورهای کمتر توسعه‌یافته (مبدأ) به سمت کشورهای توسعه‌یافته (مقصد) است. منظور از مهاجرت نخبگان در حقیقت فرار فنی، علمی، پرسنل مدیریتی و اداری از کشورهای کمتر توسعه‌یافته به‌سوی آمریکای شمالی و اروپا یا از کشورهای نیمه پیشرفته به پیشرفته است (آدیمی و همکاران[3]، ۲۰۱۸). افراد باهوشی که تمایل به ادامه تحصیل دارند، به دلیل کمبود فرصت‌ها و درآمد کم جهت دستیابی به ارتقای سطح دانش و مهارتشان در زمینه‌های مختلف علمی، فناوری، پزشکی و رسیدن به رفاه و کیفیت زندگی بهتر از کشورهای مبدأ خود به‌سوی کشورهای صنعتی با درآمد بالاتر مهاجرت می‌کنند (تانکوانچی و همکاران[4]، ۲۰۱۳). همه افراد تمایل به خدمت‌رسانی و زندگی در کشورهای خود دارند؛ اما به دلیل وجود مسائل اجتماعی، اقتصادی، سیاسی نامناسب، ترجیح می‌دهند برای داشتن زندگی بهتر از کشورهای خود مهاجرت کنند (کوبایاشی[5]، ۲۰۱۴). شکست نهادی، فقدان سرمایه‌گذاری، فساد فراگیر در کشورهای کمتر توسعه‌یافته از عمده عواملی است که سبب مهاجرت نخبگان می‌شود تا این کشورها نتوانند به رشد اقتصادی پایدار دست یابند (آدیمی و همکاران، ۲۰۱۸).

مناسب‌بودن شرایط اقتصادی و اجتماعی، سطح بالای رفاه در کشورهای مهاجرپذیر، درآمد کم، فقر بالا، کمبود پوشش بیمه‌ای مناسب در برابر شوک‌های اقتصادی، خدمات اجتماعی ضعیف، نااطمینانی از بیمه و بازارهای مالی در کشورهای درحال‌توسعه موجب مهاجرت نخبگان در این

---

1. Human Development Index
2. Durmaz
3. Adeyemi et al.
4. Tankwanchi et al.
5. Kobayashi

کشورها می‌شود (پینکوفسکی[1]، ۲۰۲۰). بی‌ثباتی سیاسی، بیکاری، عدم اطمینان اقتصادی، فقر، توسعه‌نیافتگی، کمبود امکانات تحقیقاتی، تبعیض و نبود آزادی از جمله جنبه‌های منفی در کشورهای درحال‌توسعه هستند که باعث ترغیب نخبگان این کشورها به مهاجرت می‌شوند. جنبه‌های مثبت کشورهای پیشرفته مانند اقتصاد پویا، کیفیت و اعتبار آموزش خارجی، کیفیت زندگی بهتر، شغل‌های پردرآمد، سیستم آموزشی مدرن، آزادی سیاسی عوامل کششی هستند که نخبگان کشورهای درحال‌توسعه را به این کشورها جذب می‌کنند (آدیمی و همکاران، ۲۰۱۸).

طبق نظریه بکر[2] (۱۹۶۴) سرمایه‌گذاری در بخش آموزش، کسب مهارت و سلامت جسمانی منجر به انباشت سرمایه انسانی می‌شود. اهمیت انباشت سرمایه انسانی از آن جهت است که انباشت سرمایه انسانی از طریق افزایش نوآوری در فرایند تولید، افزایش سرعت یادگیری تکنولوژی و بالابردن بهره‌وری کل عوامل تولید بر رشد اقتصادی اثرگذار است (لی و وانگ[3]، ۲۰۱۸). لوکاس[4] (۱۹۹۸)، انباشت سرمایه انسانی را موتور اصلی رشد اقتصادی می‌دانست. مهاجرت نخبگان با کاهش انباشت سرمایه انسانی، موجب کندشدن رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه می‌شود (رحمانی و همکاران، ۱۳۹۳). بر اساس مطالعات انجام‌شده در این زمینه رابطه منفی و معنی‌دار بین رشد اقتصادی و مهاجرت نخبگان در کشورهایی که مهاجرت نخبگان در آن‌ها بالاتر از حد میانگین جهانی است، وجود دارد. به‌طوری‌که افزایش مهاجرت نخبگان منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود (صالحی فریدونی و همکاران، ۱۳۹۹).

۳- پیشینه پژوهش

در ادامه به بررسی مهم‌ترین پژوهش‌های داخلی و خارجی صورت گرفته در این زمینه پرداخته شده است. بخش اول به ارائه مهم‌ترین پژوهش‌های داخلی و بخش دوم به بیان پژوهش‌های خارجی می‌پردازد.

۳-۱- پژوهش‌های داخلی

---

1. Pieńkowski
2. Becker
3. Li & Wang
4. Lucas

در بین پژوهش‌های داخلی، تاکنون پژوهش مستقلی مستقیماً به بررسی تأثیر ریسک کشوری و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان نپرداخته است؛ اما مطالعاتی مانند چلبی و عباسی (۱۳۸۳)، سبزواری و ذوالقدر (۱۳۹۵) و شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۸۵) به بررسی عوامل مختلف اقتصادی و سیاسی مؤثر بر مهاجرت نخبگان پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که وجود نااطمینانی‌های مختلف اقتصادی و سیاسی سبب ناامیدی نخبگان نسبت به آینده شده و درنتیجه باعث افزایش سطح مهاجرت نخبگان می‌شود. در ادامه به بررسی مهم‌ترین مطالعات داخلی انجام شده در زمینه تأثیر ریسک کشوری و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان پرداخته می‌شود.

پژوهش‌های داخلی مرتبط با ریسک و مهاجرت نخبگان: شاه‌آبادی و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهش خود به بررسی تأثیر سرریزهای دانش، رشد و ثبات اقتصادی بر مهاجرت نخبگان در کشورهای منتخب صادرکننده نفت طی بازه زمانی سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۷ و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش ثبات اقتصادی سبب افزایش سرمایه انسانی، افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش ورود تکنولوژی شده و در نتیجه باعث کاهش مهاجرت نخبگان می‌شود.

مفتخری و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه خود به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی به عنوان معیاری از ریسک اقتصادی و مالی بر مهاجرت نخبگان در کشورهای درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۹ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رشد حجم پول (که باعث افزایش ریسک اقتصادی و ریسک مالی می‌شود)، تأثیری غیر خطی بر مهاجرت نخبگان داشته است. رشد حجم پول در سطح پایین‌تر از آستانهٔ تعیین‌شده تأثیری منفی بر مهاجرت نخبگان برجای گذاشته، اما عبور آن از سطح آستانه موجب تشدید مهاجرت نخبگان شده است.

شاه‌آبادی و بنیادی (۱۴۰۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر ثبات سیاسی و کارآفرینی بر مهاجرت نخبگان در کشورهای منتخب منطقه منا طی دوره زمانی ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۶ و با استفاده از رهیافت پانل دیتا پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ثبات سیاسی و عدم وجود خشونت دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان در کشورهای حوزه منطقه منا است.

مفتخری و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهش خود به بررسی تأثیر اثربخشی دولت و آزادی بیان به عنوان معیاری از ثبات و ریسک سیاسی بر مهاجرت نخبگان در کشورهای درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۸ و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] پرداخته است. نتایج این پژوهش حاکی از تأثیر منفی (کاهشی) اثربخشی دولت به‌عنوان معیاری از ثبات سیاسی بر مهاجرت نخبگان در کشورهای درحال‌توسعه است.

پژوهش‌های داخلی مرتبط با توسعه انسانی و مهاجرت نخبگان: مفتخری و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی به عنوان یک متغیر نهادی و مؤثر بر توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان در کشورهای عضو سازمان همکاری شانگهای طی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۸ و با استفاده از روش غیرخطی و آستانه‌ای پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سرمایه اجتماعی در سطوح پایین موجب تشدید مهاجرت نخبگان از کشورهای مورد مطالعه شده؛ اما ارتقا سطح سرمایه اجتماعی و عبور آن از سطحی آستانه‌ای در جامعه، تأثیری منفی بر مهاجرت نخبگان برجای گذاشته است.

حسینی و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهش خود به بررسی مولفه‌های اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر مهاجرت نخبگان به کشورهای توسعه‌یافته (ازجمله توسعه انسانی) با استفاده از روش پرسش‌نامه پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که گرایش نخبگان به مهاجرت به کشورهای توسعه‌یافته در حد بالا وجود دارد و به ترتیب عوامل اجتماعی و سپس اقتصادی جامعه بر تصمیم نخبگان برای مهاجرت مؤثر بوده است.

حق‌دوست (۱۴۰۱) در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر بر مهاجرت نخبگان در حوزه سلامت از جمله؛ سطح درآمد و امید به زندگی طی سال ۱۴۰۰ و با استفاده از روش پیمایشی پرداخته است. جامعه این پژوهش تمامی دانشجویان، اعضای هیئت‌علمی، کارکنان و فارغ‌التحصیلان دانشگاه‌های علوم پزشکی کشور بوده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که سطح درآمد و امید به زندگی پایین سبب افزایش مهاجرت نخبگان در حوزه سلامت شده است.

مفتخری و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی آثار رفاه اجتماعی بر مهاجرت نخبگان در کشورهای منتخب درحال‌توسعه طی دوره زمانی سال ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۸ و با استفاده از روش

---

[1]. GMM

گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که وقفه اول مهاجرت نخبگان و آزادی بیان اثری مثبت بر مهاجرت نخبگان از کشورهای درحال‌توسعه (کشورهای مبدأ) به ایالات متحده آمریکا (کشور مقصد) داشته و رفاه اجتماعی، ثبات سیاسی، بهداشت و سلامت عمومی اثری منفی بر مهاجرت نخبگان داشته است.

۳-۲- پیشینه پژوهش خارجی

پژوهش‌های خارجی متعددی به بررسی تأثیر ریسک‌های مختلف اقتصادی و غیراقتصادی و همچنین توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان اختصاص دارد که که از جمله می‌توان به مطالعات فاینی[1] (۲۰۰۳)، ویدمر[2] (۲۰۱۲) و داکیر و راپوپورت[3] (۲۰۱۲) اشاره کرد. در ادامه به بررسی جدیدترین پژوهش‌های خارجی مرتبط با تأثیر ریسک و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان پرداخته می‌شود.

پژوهش‌های خارجی مرتبط با ریسک و مهاجرت نخبگان: هاریوچی و اویشی[4] (۲۰۲۱) در پژوهش خود به بررسی تأثیر ریسک سیاسی بر مهاجرت نخبگان در کشور ژاپن طی دوره زمانی ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۰ و با استفاده از روش مصاحبه و تحلیل داده پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که حتی در کشورهای توسعه‌یافته، افزایش ریسک، نااطمینانی و بی‌ثباتی سبب افزایش مهاجرت افراد ماهر، تحصیل‌کرده و نخبه می‌شود.

ال سقیر و همکاران[5] (۲۰۲۰) در پژوهش خود به بررسی تأثیر ثبات سیاسی بر مهاجرت نخبگان در کشورهای با درآمد پایین و درآمد متوسط طی دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۰ و با استفاده از روش توصیفی پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که عدم وجود ثبات سیاسی سبب افزایش مهاجرت نخبگان در هر دودسته از کشورهای با سطح درآمد پایین و متوسط می‌شود.

---

1. Faini
2. Widmer
3. Docquier & Rapoport
4. Horiuchi, Y. & Oishi, N.
5. El Saghir et al.

لمای-هبرت و همکاران[1] (۲۰۲۰) در پژوهش خود به بررسی تأثیر ریسک بازار کار بر مهاجرت نخبگان در کشورهای منتخب درحال‌توسعه با استفاده از روش داده – ستانده پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش ریسک بازار کار، مهاجرت نخبگان در کشورهای درحال‌توسعه افزایش می‌یابد.

فان و داولاشریدز[2] (۲۰۱۹) در مطالعه خود به بررسی تأثیر بحران‌های اقتصادی بر مهاجرت نخبگان در ایالات متحده در سال ۲۰۱۲ و با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه[3] پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بحران‌های اقتصادی دارای تأثیر مثبت بر مهاجرت نخبگان است؛ اما در ایالات متحده جریان ورودی نخبگان بیشتر از خروج بوده و درنتیجه در آمارهای سالیانه مهاجرت نخبگان در این کشور معنای ندارد.

پیشینه پژوهش خارجی مرتبط با توسعه انسانی و مهاجرت نخبگان: لاتوخا و همکاران[4] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر مهاجرت نخبگان در کشورهای نوظهور ازجمله توسعه انسانی با استفاده از روش پرسش‌نامه و جامعه آماری ۵۵۷ نفری پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش توسعه انسانی سبب کاهش مهاجرت نخبگان در کشورهای نوظهور شده است.

خان (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی عوامل مؤثر بر مهاجرت نخبگان از جمله توسعه انسانی در کشورهای اروپایی طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ و با استفاده از روش توصیفی - تحلیلی پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که کاهش توسعه انسانی دارای تأثیر افزایشی بر مهاجرت نخبگان در کشورهای موردمطالعه است.

وگا-مونوز و همکاران[5] (۲۰۲۱) در پژوهش خود به بررسی عوامل مؤثر بر مهاجرت نخبگان ازجمله توسعه انسانی در کشورهای منتخب طی بازه زمانی ۱۹۶۵ تا ۲۰۲۰ و با استفاده از روش

---

1. Lemay-Hébert et al.
2. Fan & Davlasheridze
3. Computable General Equilibrium (CGE)
4. Latukha et al.
5. Vega-Muñoz et al.

کتابخانه‌ای پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش توسعه انسانی در یک کشور، سطح مهاجرت نخبگان کاهش می‌یابد.

گاریکا زیا (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه و سرمایه انسانی بر مهاجرت نخبگان در ونزوئلا طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ و با استفاده از روش توصیفی - تحلیلی پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش توسعه و سرمایه انسانی باعث کاهش مهاجرت نخبگان در ونزوئلا شده است.

همان‌طور که از پیشینه پژوهش‌های داخلی و خارجی مشاهده می‌شود، تاکنون هیچ پژوهش داخلی به صورت مستقیم به بررسی تأثیر ریسک کشوری و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان نپرداخته است. همچنین، در این پژوهش از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شده که ماهیت پویا و تغییرپذیر نسبت به سایر روش‌ها دارد.

٤- روش‌شناسی و تصریح مدل

در این بخش ابتدا روش‌شناسی پژوهش بیان شده و سپس در ادامه به تصریح مدل و معرفی متغیرهای پژوهش پرداخته می‌شود.

٤-١- روش‌شناسی پژوهش

بسیاری از پدیده‌های اقتصادی ماهیت تغییرپذیر و پویا دارند. در این پویایی متغیرهایی هستند که به تغییرات سال‌های گذشته خود وابسته‌اند و بیشتر تغییرات آنها از طریق وقفه‌هایشان توضیح داده می‌شود. حال اگر شکل وقفه‌دار متغیر وابسته در سمت راست مدل ظاهر شود، همبستگی میان متغیر وابسته و وقفه متغیر وابسته باعث ایجاد مشکلاتی در تخمین به روش داده‌های تابلویی ایستا خواهد شد. یکی از راه حل‌های رفع این مشکل استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است. پس زمانی از این روش استفاده می‌شود که وقفه متغیر وابسته در سمت راست مدل ظاهر شود. همچنین اگر متغیر وابسته از نظر آزمون‌های ریشه واحد در سطح پایا نباشد نشان‌دهنده پویایی متغیر است و باید با استفاده از گشتاورهای تعمیم‌یافته تخمین زده شود. این روش می‌تواند بسیاری از موارد نقض فروض کلاسیک و نیز ایرادات دیگر مدل را برطرف کند. در روش GMM مشکلاتی از قبیل واریانس ناهمسانی یا خودهمبستگی از نوع ناشناخته نیز برطرف می‌شود. در این روش در مواردی

که توزیع جملات خطا غیر متداول باشد نیز پارامترها به‌خوبی تخمین زده می‌شود. تمام روش‌های مرسوم برآورد نظیر OLS، GLS، 2SLS و MLE حالت خاصی از روش GMM که به‌ازای انتخاب محدودتر ابزارها برای گشتاورسازی حاصل می‌شوند. اساس روش GMM این است که نمونه، گشتاورهایی دارد که می‌تواند تخمین‌زن پارامترهای جامعه محسوب شود (آرلانو و باند[1]، ۱۹۹۱؛ آرلانو و بوور[2]، ۱۹۹۵).

اساس روش GMM حداقل کردن مجموع مجذورات گشتاورها است:

$$\sum_{i=1}^{l} \overline{m_i^2}(\beta) \qquad (1)$$

اگر نماد کلی $\overline{m_i}(y)$ برای نشان دادن گشتاورهای نمونه استفاده شود حد احتمال نمونه برابر گشتاور جامعه خواهد بود. از این گشتاور نمونه به عنوان تخمین‌زن گشتاور استفاده می‌شود. در واقع حد احتمال گشتاورهای نمونه‌ای برابر ثابت‌هایی مثل μ می‌شوند که پارامتر $\beta_1.\beta_2.\cdots.\beta_k$ است. اگر واریانس گشتاورها همسان نباشند در این صورت به جای عبارت (۱)، عبارت (۲) حداقل می‌شود:

$$\sum_{i=1}^{l} \frac{\overline{m_i^2}}{\varphi_u}(\beta) \qquad (2)$$

که در آن φ_u واریانس گشتاور iام است. فرم ماتریسی رابطه (۲) به صورت رابطه (۳) نوشته می‌شود:

$$q = [\overline{m_1} \cdots \overline{m_l}] \begin{bmatrix} \varphi_{11}^{-1} & \cdots & \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ & \cdots & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \overline{m_1} \\ \vdots \\ \overline{m_l} \end{bmatrix} \qquad (3)$$

که ماتریس وسط به گشتاورها، وزنی معکوس پراکندگی آن‌ها می‌دهد و می‌توان آن را با w نشان داد، از این رو خواهیم داشت:

$$q = \overline{m}\,(y) w\, \overline{m}(\beta) \qquad (4)$$

در فرآیند حداقل کردن رابطه (۴)، از این رابطه نسبت به پارامترهای β مشتق گرفته می‌شود. وقتی در مدل، متغیر وابسته به‌صورت وقفه در سمت راست معادله ظاهر شود، با یک الگوی داده‌های ترکیبی پویا مواجه هستیم. فرم کلی یک الگوی داده‌های ترکیبی پویا با رابطه (۵) نشان داده می‌شود:

$$\mu_i y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta x_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (5)$$

---

1. Arellano & Bond (1991)
2. Arellano & Bover (1995)

در این معادله y_{it} متغیر وابسته، x_{it} بردار متغیرهای مستقل یا متغیرهای ابزاری، μ_i عامل خطای مربوط به مقاطع و ε_{it} اجزای اخلال مدل هستند. هنگامی که در مدل داده‌های پانل متغیر وابسته به صورت وقفه در سمت راست ظاهر می‌شود به دلیل به وجود آمدن همبستگی بین وقفه متغیر وابسته در سمت راست با جزء خطا، دیگر برآوردگرهای OLS سازگار نیست و باید به روش برآورد دو مرحله‌ای 2SLS یا گشتاورهای تعمیم‌یافته متوسل شد. یکی از شروط به کارگیری روش GMM این است که تعداد متغیرهای برش مقطعی بیشتر از دوره زمانی باشد N > T.

٤-٢- تصریح مدل و معرفی متغیرهای پژوهش

در پژوهش حاضر به بررسی تأثیر شاخص ریسک کشوری شامل ریسک اقتصادی، ریسک مالی و ریسک سیاسی و همچنین شاخص توسعه انسانی بر شاخص مهاجرت نخبگان در ۱۰۶ کشور جهان و در سه گروه از کشورهای با ریسک سیاسی پایین (۴۴ کشور)، ریسک سیاسی متوسط (۴۸)، و ریسک سیاسی بالا (۱۴ کشور) طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۲۰ و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پویا پرداخته شده است. پراکندگی کشورهای مورد پژوهش از نظر ریسک سیاسی در شکل (۱) ارائه‌شده است. مدل پژوهش حاضر با استناد به اته و وایت[1]، (۲۰۲۱)، اوزدوگان[2]، (۲۰۲۱)، میتلمیر و همکاران[3]، (۲۰۲۲) و وگا- مونوز و همکاران[4] (۲۰۲۱) و به صورت معادله (۶) و معادله (۷) معرفی می‌شود که معادله (۶) شامل تأثیر شاخص ریسک کشوری و شاخص توسعه انسانی بر شاخص مهاجرت نخبگان و معادله (۷) شامل تأثیر ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی، ریسک مالی و شاخص توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان است:

$$BD_{it} = c_0 + c_1 BD_{it-1} + c_2 CR_{it} + c_3 HDI_{it} + e_{it} \quad (۶)$$

$$BD_{it} = c_0 + c_1 BD_{it-1} + c_2 PR_{it} + +c_3 ER_{it} + c_4 FR_{it} + c_5 HDI_{it} + e_{it} \quad (۷)$$

که در معادله فوق، BD_{it} شاخص مهاجرت نخبگان، BD_{it-1} وقفه شاخص مهاجرت نخبگان، CR_{it} شاخص ریسک کشوری، HDI_{it} شاخص توسعه انسانی، PR_{it} شاخص ریسک سیاسی، ER_{it}

1. Ette & Witte
2. Ozdogan
3. Mittelmeier et al.
4. Vega-Muñoz et al.

شاخص ریسک اقتصادی، FR_{it} شاخص ریسک مالی و e_{it} جز خطا است. از طرف دیگر، متغیرهای پژوهش به صورت کامل در جدول (۱) معرفی شده است.

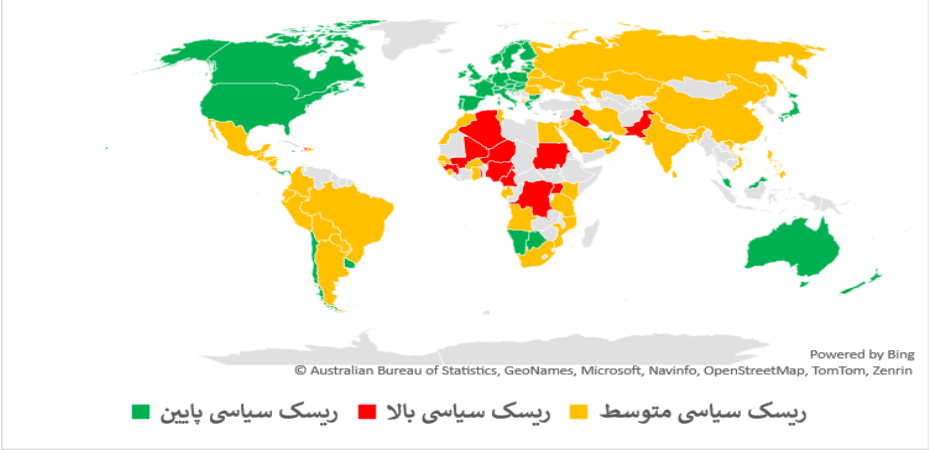
جدول ۱: معرفی متغیرهای پژوهش

نوع متغیر	نماد	نام به لاتین	نام به فارسی	واحد	منبع
وابسته	BD	Brain Drain	شاخص مهاجرت نخبگان	۱ - ۱۰	Institut for Employment Research
مستقل	CR	Country Risk	شاخص ریسک کشوری	۰ - ۱۰۰	Political Risk Service Group
	PR	Political Risk	شاخص ریسک سیاسی		
	ER	Economic Risk	ریسک اقتصادی	۰ - ۵۰	
	FR	Financial Risk	ریسک مالی	۰ - ۵۰	
	HDI	Human Development Index	شاخص توسعه انسانی	۰ - ۱	Global Economy

منبع: طبقه‌بندی پژوهش

شاخص مهاجرت نخبگان، مهاجرت افراد بامهارت و تحصیلات بالا از یک کشور به کشور دیگر را اندازه‌گیری می‌کند. این شاخص برای ارزیابی تأثیر این مهاجرت بر کشور مبدأ، از جمله از دست دادن استعداد و پیامدهای اقتصادی و اجتماعی ممکن استفاده می‌شود (گیسبون و مک کنزی[1]، ۲۰۱۱). شاخص مهاجرت نخبگان در دامنه ۱ تا ۱۰ تعریف می‌شود که ۰ نشان‌دهنده سطح پایین مهاجرت نخبگان و ۱۰ بیانگر سطح بالای مهاجرت نخبگان در یک کشور است. شاخص ریسک کشوری میانگینی از ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی و ریسک مالی است. ریسک کشوری عددی است بین ۰ تا ۱۰۰ که؛ ۰ تا ۴۹/۹ نشان‌دهنده ریسک بسیار بالا، ۵۰ تا ۵۹/۹ ریسک بالا، ۶۰ تا ۶۹/۹ ریسک متوسط، ۷۰ تا ۷۹/۹ ریسک پایین و ۸۰ تا ۱۰۰ ریسک بسیار پایین است.

[1]. Gibson & McKenzie



شکل ۱: پراکندگی کشورهای پژوهش از نظر ریسک سیاسی

منبع: طبقه‌بندی پژوهش

ریسک سیاسی نیز عددی است بین ۰ تا ۱۰۰ و ریسک مالی و ریسک اقتصادی عددی بین ۰ تا ۵۰ که تفسیر این ریسک‌ها نیز عیناً مانند ریسک کشوری است. متغیرهای تشکیل‌دهنده ریسک کشوری به همراه وزن هر متغیر در شکل (۲) نشان‌داده‌شده است. شاخص توسعه انسانی نیز شاخصی ترکیبی در سه معیار طول عمر، تحصیلات و سطح زندگی مناسب (اشتغال و بیکاری) است. لازم به ذکر است که دلیل اصلی عدم استفاده از متغیر درآمد سرانه در مدل، وجود این متغیر در ساختار شاخص توسعه انسانی است.

شکل ۲: اجزای شاخص ریسک کشوری

یادداشت: اعداد داخل پرانتز دامنه هر شاخص را نشان می‌دهد.

منبع: طبقه‌بندی پژوهش

۵- یافته‌ها

در اقتصادسنجی یکی از مهم‌ترین بخش‌ها بررسی روش‌هایی است که از عدم کاذب بودن رگرسیون برآوردی اطمینان حاصل کند. کاذب نبودن رگرسیون برآوردی را به روش‌های متفاوتی مورد بررسی قرار می‌دهند. در این پژوهش برای آزمون پایایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چو[1] استفاده شده، زیرا بر اساس نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران[2]، سطح احتمال بالاتر از ۵ درصد است درنتیجه وابستگی مقطعی در الگو وجود ندارد. نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو، آزمون وابستگی مقطعی پسران و نتایج مربوط به آزمون‌های اف – چاو و هاسمن برای بررسی اثرات تلفیقی، ثابت و تصادفی متغیرهای پژوهش ارائه می‌شود، نتایج مربوطه در جدول (۲) ارائه شده است.

همان‌طور که از جدول (۲) مشاهده می شود، تمامی متغیرهای پژوهش در سطح احتمال ۹۵ درصد، در سطح پایا هستند. طبق نظر آرلانو و باند (۱۹۹۱) و آرلانو و بور (۱۹۹۵) از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته زمانی بهتر است که استفاده شود که تمامی متغیرهای پژوهش در سطح پایا باشند و یا حداکثر متغیر وابسته با یک‌بار تفاضل پایا شود. از طرف دیگر، نتیجه مربوط به آزمون وابستگی مقطعی پسران در سطح احتمال ۹۵ در صد حاکی از عدم وجود وابستگی مقطعی است. درنتیجه باتوجه‌به نتایج آزمون پایایی متغیرهای پژوهش، نیازی به آزمون هم جمعی جهت اطمینان از روابط بلندمدت بین متغیرها نیست.

طبق جدول (۲)، در آزمون اف – چاو، سطح احتمال زیر ۵ درصد قرار دارد در نتیجه فرض صفر این آزمون دال بر مدل تلفیقی رد شده و مدل با اثرات فردی ثابت تأیید می‌شود. حال برای تصمیم‌گیری نهایی درباره مدل با اثرات فردی ثابت یا تصادفی به آزمون هاسمن رجوع می‌شود که با توجه به نتایج آزمون، در سطح احتمال ۹۵ درصد، فرض صفر آزمون هاسمن مبنی بر مدل با اثرات تصادفی رد شده و درنهایت مدل با اثرات فردی ثابت تأیید می‌شود.

در بخش حاضر و بعد از ارائه آزمون‌های تشخیصی نتایج روش‌های پانل ثابت، گشتاورهای تعمیم‌یافته استاندارد و گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای ارائه خواهد شد. دلیل اصلی استفاده از ۳

---

1. Levin, Lin, and Chu Test (LLC)
2. Pesaran Cross-sectional Dependence Test

روش، اطمینان و استحکام بیشتر نتایج است. همان‌طور که در بخش تصریح مدل ذکر شد، در این پژوهش از دو مدل بهره گرفته شده است که مدل اول شامل تأثیر ریسک کشوری و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان و مدل دوم شامل تأثیر زیر شاخص‌های ریسک کشوری و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان است. جدول (۳)، جدول (۴) و جدول (۵) به ترتیب نتایج پژوهش را برای کشورهای با ریسک پایین، کشورهای با ریسک متوسط و کشورهای با ریسک بالا نشان می‌دهد.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های تشخیصی

متغیر	کشورهای با ریسک سیاسی بالا		کشورهای با ریسک سیاسی متوسط		کشورهای با ریسک سیاسی پایین	
	آماره آزمون		آماره آزمون		آماره آزمون	
	سطح	تفاضل	سطح	تفاضل	سطح	تفاضل
BD	-۲/۳۸ (۰/۰۰۸)	–	-۶/۱۵ (۰/۰۰۰)	–	-۲/۹۸ (۰/۰۰۱)	–
CR	-۴/۳۶ (۰/۰۰۰)	–	-۷/۱۱ (۰/۰۰۲)	–	-۶/۹۲ (۰/۰۰۰)	–
PR	-۱/۷۹ (۰/۰۳۶)	–	-۵/۴۵ (۰/۰۰۰)	–	-۷/۱۷ (۰/۰۰۰)	–
ER	-۴/۹۲ (۰/۰۰۰)	–	-۶/۹۲ (۰/۰۰۰)	–	-۶/۲۱ (۰/۰۰۰)	–
FR	-۴/۴۰ (۰/۰۰۰)	–	-۶/۲۹ (۰/۰۰۰)	–	-۵/۴۳ (۰/۰۰۰)	–
HDI	-۷/۴۷ (۰/۰۰۰)	–	-۳/۳۰ (۰/۰۰۰)	–	-۶/۹۴ (۰/۰۰۰)	–
آزمون وابستگی مقطعی پسران	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
	۴/۴۲	۰/۱۳۴	۱۲/۶۴۸	۰/۲۳۱	۶/۹۸	۰/۱۰۳
آزمون اف – چاو	۳۷/۸۲	۰/۰۰۰	۴۹/۴۹	۰/۰۰۰	۱۹/۲۷	۰/۰۰۰
آزمون هاسمن	۲۲/۲۵	۰/۰۰۰	۱۹/۵۳	۰/۰۰۲	۲۰/۳۸	۰/۰۰۱

یادداشت: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳) نتایج پژوهش را برای کشورهای با سطح ریسک سیاسی پایین نشان می‌دهد. در مدل اول که تأثیر ریسک کشوری و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان ارائه شده است، وقفه اول شاخص مهاجرت نخبگان دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان در هر دو روش GMM استاندارد و GMM دومرحله‌ای است به نحوی که ۱ واحد افزایش در وقفه اول مهاجرت نخبگان به ترتیب باعث افزایش ۰/۳۲۰ و ۰/۳۱۹ واحدی شاخص مهاجرت نخبگان در مدل GMM استاندارد و GMM دومرحله‌ای می‌شود. نتایج مربوط به وقفه اول مهاجرت نخبگان در مدل دوم پژوهش نیز که تأثیر زیرشاخص‌های ریسک کشوری و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان را نشان

می‌دهد، تأیید می‌شود. این نتیجه بیانگر این موضوع است که مهاجرت نخبگان به تغییرات سال‌های گذشته خود وابسته است.

شاخص ریسک کشوری در مدل اول پژوهش در کشورهای با سطح ریسک سیاسی پایین دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان است. همان‌طور که در بخش‌های قبل نیز اشاره شد، افزایش شاخص ریسک کشوری و اجزای آن به معنی کاهش ریسک در یک کشور است در نتیجه ضریب منفی ریسک کشوری در مدل اول نشان می‌دهد که در هر سه روش با اثرات فردی ثابت، GMM استاندارد و GMM دو مرحله‌ای، به ترتیب ۱ واحد افزایش در ریسک کشوری باعث کاهش ۰/۰۱۳، ۰/۰۱۷ و ۰/۰۱۶ واحدی مهاجرت نخبگان در کشورهای با سطح ریسک سیاسی پایین می‌شود. در مدل دوم پژوهش شاخص ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی و ریسک مالی در هر سه روش نیز دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان در کشورهای با ریسک سیاسی پایین است؛ اما تأثیر ریسک‌های اقتصادی و مالی بیشتر از ریسک سیاسی در این کشورها است؛ زیرا معمولاً این کشورها از ثبات بیشتر سیاسی برخوردار هستند و عواملی مانند رکود و بحران‌های اقتصادی بر بخش‌های مختلف جامعه بیشتر تأثیرگذار هستند.

یکی از نکات مهم در نتایج پژوهش حاضر این موضوع است که تأثیر ریسک کشوری و زیرشاخص‌های آن بر مهاجرت نخبگان در کشورهای با سطح ریسک سیاسی پایین کمتر از کشورهای با ریسک سیاسی متوسط و بالا است درواقع در کشورهای با سطح ریسک پایین، تأثیر نااطمینانی و ریسک بر مهاجرت نخبگان کمتر است؛ زیرا در این کشورها، امنیت سرمایه‌گذاری بالا است و معمولاً قوانین و مقررات سرمایه‌گذاری نیز قوی هستند. همچنین، این کشورها معمولاً دارای پایه‌های اقتصادی قوی هستند و برای سرمایه‌گذاران فرصت‌های زیادی را فراهم می‌کنند. با این حال، در صورت وجود نوسانات و تغییرات در بازارهای مالی و اقتصادی، مهاجرت نخبگان ممکن است افزایش یابد. به‌علاوه، در صورت وجود فساد در بخش‌های مختلف اقتصادی، سطح ریسک و نااطمینانی برای سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد و مهاجرت نخبگان نیز ممکن است افزایش یابد.

جدول ۳: نتایج پژوهش برای کشورهای با ریسک سیاسی پایین

مدل	مدل اول			مدل دوم		
متغیرها / نوع آزمون	اثرات فردی ثابت	GMM استاندارد	GMM دومرحله‌ای	اثرات فردی ثابت	GMM استاندارد	GMM دومرحله‌ای
BD_{it-1}	–	۰/۳۲۰ (۰/۰۰۰)	۰/۳۱۹ (۰/۰۰۰)	–	۰/۳۸۴ (۰/۰۰۰)	۰/۵۸۸ (۰/۰۰۰)
CR	−۰/۰۱۳ (۰/۰۰۵)	−۰/۰۱۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۱۶ (۰/۰۰۰)	–	–	–
PR	–	–	–	−۰/۰۲۵ (۰/۰۳۲)	۰−/۰۳۲ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۳۵ (۰/۰۰۰)
ER	–	–	–	− ۰/۰۴۹ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۱۷ (۰/۰۰۰)	− ۰/۰۱۹ (۰/۰۰۰)
FR	–	–	–	- ۰/۰۲۸ (۰/۰۰۷)	- ۰/۰۶۵ (۰/۰۰۲)	− ۰/۰۷۹ (۰/۰۰۰)
HDI	−۰/۰۳۶ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۲۰ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۶۲ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۲۴ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۲۱ (۰/۰۰۳)	−۰/۰۴۲ (۰/۰۰۱)
عرض از مبدأ (C)	۱۲/۰ (۰/۰۰۰)	–	–	۱۱/۹۴ (۰/۰۰۰)	–	–
R^2	۰/۹۲۴	–	–	۰/۸۴۸	–	
تعداد کشورها	۴۴	۴۴	۴۴	۴۴	۴۴	۴۴
تعداد مشاهدات	۶۱۶	۶۱۶	۶۱۶	۶۱۶	۶۱۶	۶۱۶
AR (1) (احتمال)	–	۰/۰۰۳	۰/۰۳۸	–	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴
AR (2) (احتمال)	–	۰/۷۶۴	۰/۷۲۳	–	۰/۱۳۰	۰/۲۰۳
آماره سارگان	–	۰/۱۶۲	۰/۳۵۴	–	۰/۳۰۹	۰/۳۲۳
آماره (F) والد	۸/۵۴۶ (۰/۰۰۰)	۷/۳۴۲ (۰/۰۰۰)	۷/۱۷۳ (۰/۰۰۰)	۶/۳۶۳ (۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)۶/۳۹۴	۶/۹۳۹ (۰/۰۰۰)

یادداشت: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هستند.

منبع: نتایج پژوهش

از طرف دیگر، شاخص توسعه انسانی در هر دو مدل پژوهش دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان در کشورهای با سطح ریسک سیاسی پایین است. در مدل اول پژوهش، ۱ واحد افزایش در شاخص توسعه انسانی به ترتیب باعث کاهش ۰/۰۳۶، ۰/۰۲۰ و ۰/۰۶۲ واحدی مهاجرت نخبگان در سه روش با اثرات فردی ثابت، GMM استاندارد و GMM دومرحله‌ای می شود و این نتایج برای مدل دوم پژوهش با تأثیر ۰/۰۲۴، ۰/۰۲۱ و ۰/۰۴۲ واحدی تأیید می شود.

توسعه انسانی می‌تواند به عنوان یکی از عوامل کاهش مهاجرت نخبگان در مطرح شود. با افزایش سطح آموزش، بهبود سلامتی و افزایش دسترسی به فرصت‌های اقتصادی، فرصت‌های شغلی و کارآفرینی، سطح فقر و بیکاری کاهش می‌یابد. همچنین، توسعه انسانی می‌تواند بهبود شرایط زندگی و امنیت جامعه را نیز به همراه داشته باشد که این نیز می‌تواند عامل کاهش مهاجرت نخبگان باشد. در کل، توسعه انسانی به‌عنوان یک راهکار جامع و شامل می‌تواند به کاهش مهاجرت نخبگان در کشورهای مختلف کمک کند.

طبق جدول (۴) میزان توضیح‌دهندگی مدل با اثرات فردی ثابت در مدل اول ۰/۹۲۴ و در مدل دوم ۰/۸۴۸ است که نشان‌دهنده این موضوع است که متغیرهای مستقل توان توضیح‌دهندگی بالایی برای متغیر وابسته دارند. از طرف دیگر، برای هر دو مدل GMM استاندارد و GMM دومرحله‌ای در هر دو مدل پژوهش، احتمال پسماند مرتبه اول (AR1) زیر ۵ درصد و احتمال پسماند مرتبه دوم (AR2) بالای ۵ درصد است درنتیجه فرض صفر این آزمون دال بر عدم وجود همبستگی‌های سریالی اول و دوم به ترتیب رد و تأیید می‌شود که این امر منطبق با نظر آرلانو و باند (۱۹۹۱) و آرلانو و بور (۱۹۹۵) مبنی بر لزوم عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول و وجود خودهمبستگی مرتبه دوم است. همچنین، احتمال آزمون سارگان برای هر دو نوع مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته بالای ۵ درصد است که نشانگر عدم رد فرضیه صفر این آزمون دال بر معتبر بودن ابزار موردا ستفاده است. از طرف دیگر، بر اساس فرضیه صفر آزمون والد تفاوت معنی‌داری بین دو یا چند گروه مختلف وجود ندارد یا اثر تأثیرگذاری متغیر مستقل بر متغیر وابسته صفر است. به‌عبارت‌دیگر، رابطه معنی‌داری بین متغیرها وجود ندارد و تغییرات در متغیر مستقل نیز تغییری در متغیر وابسته ایجاد نمی‌کند. درنتیجه باتوجه‌به آماره و سطح معنی‌داری آزمون والد در هر دو مدل و سه روش پژوهش، فرضیه صفر این آزمون در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد می شود و این بدان معنی است که تأثیرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته صفر نیست.

جدول ۴: نتایج پژوهش برای کشورهای با ریسک سیاسی متوسط

مدل	مدل اول			مدل دوم		
متغیرها / نوع آزمون	اثرات فردی ثابت	GMM استاندارد	GMM دومرحله‌ای	اثرات فردی ثابت	GMM استاندارد	GMM دومرحله‌ای
BD_{it-1}	–	۰/۶۹۶ (۰/۰۰۰)	۰/۶۹۲ (۰/۰۰۰)	–	۰/۶۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۶۷۶ (۰/۰۰۰)
CR	– ۰/۰۳۱ (۰/۰۰۴)	– ۰/۰۴۶ (۰/۰۰۰)	– ۰/۰۴۸ (۰/۰۰۰)	–	–	–
PR	–	–	–	– ۰/۰۶۷ (۰/۰۵۳)	– ۰/۰۷۳ (۰/۰۴۴)	– ۰/۰۵۲ (۰/۰۵۰)
ER	–	–	–	– ۰/۰۴۵ (۰/۰۰۰)	– ۰/۰۴۸ (۰/۲۷۶)	– ۰/۰۵۷ (۰/۰۵۸)
FR	–	–	–	– ۰/۰۳۹ (۰/۰۰۱)	– ۰/۰۴۲ (۰/۰۰۰)	– ۰/۰۴۹ (۰/۰۰۰)
HDI	–۰/۰۸۷ (۰/۰۴۵)	–۰/۰۵۳ (۰/۰۰۰)	–۰/۰۴۳ (۰/۰۰۰)	–۰/۰۷۸ (۰/۰۰۰)	–۰/۰۸۳ (۰/۰۰۵)	–۰/۰۸۲ (۰/۰۰۰)
عرض از مبدأ (C)	۷/۱۰ (۰/۰۰۰)	–	–	۶/۵۹۴ (۰/۰۰۰)	–	–
R^2	۰/۹۴۸	–	–	۰/۷۲۵	–	
تعداد کشورها	۴۸	۴۸	۴۸	۴۸	۴۸	۴۸
تعداد مشاهدات	۶۷۱	۶۷۱	۶۷۱	۶۷۱	۶۷۱	۶۷۱
AR (1) (احتمال)	–	۰/۰۰۰	۰/۰۳۱	–	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
AR (2) (احتمال)	–	۰/۹۱۲	۰/۷۳۸	–	۰/۹۳۷	۰/۳۷۴
آماره سارگان	–	۰/۳۶۴	۰/۳۵۹	–	۰/۳۰۷	۰/۳۸۴
آماره (F) والد	۶/۳۶۴ (۰/۰۰۱)	۶/۲۹۴ (۰/۰۰۲)	۴/۳۱۵ (۰/۰۲۱)	۵/۰۵۶ (۰/۰۰۱)	۶/۳۶۵ (۰/۰۰۰)	۷/۰۱۱ (۰/۰۰۰)

یادداشت: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هستند.

منبع: نتایج پژوهش

در ادامه، از نمودارهای پراکنش برای بررسی تأثیر متغیرهای مستقل شامل؛ ریسک کشوری، ریسک سیاسی، ریسک مالی، ریسک اقتصادی و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان در کشورهای با سطح ریسک سیاسی پایین استفاده شده است (شکل ۱ در بخش پیوست). همان‌طور که مشاهده می‌شود، رابطه بین ریسک کشوری و زیرشاخص‌های آن بر مهاجرت نخبگان در نمودار پراکنش منفی است و این بدان معنا است که با افزایش ریسک کشوری و زیر شاخص‌های

آن (بهبود شرایط) سطح مهاجرت نخبگان کاهش می‌یابد و این نتیجه برای شاخص توسعه انسانی نیز برقرار است.

در کشورهای با سطح ریسک سیاسی متوسط، وقفه اول شاخص مهاجرت نخبگان در هر دو مدل پژوهش مانند کشورهای با سطح ریسک سیاسی پایین، دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان است. به‌نحوی‌که ۱ واحد افزایش در وقفه اول فراز مغزها به ترتیب باعث افزایش ۰/۶۹۶ و ۰/۶۹۲ واحدی در مدل اول، و ۰/۶۶۸ و ۰/۶۷۶ واحدی شاخص مهاجرت نخبگان در روش GMM استاندارد و GMM دومرحله‌ای می‌شود.

شاخص ریسک کشوری در مدل اول دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان است به‌نحوی‌که ۱ واحد افزایش در شاخص ریسک کشوری در هر سه روش با اثرات فردی ثابت، GMM استاندارد و GMM دومرحله‌ای به ترتیب باعث کاهش مهاجرت نخبگان به‌اندازه ۰/۰۳۱، ۰/۰۴۶ و ۰/۰۴۸ واحد می‌شود. از طرف دیگر، در مدل دوم پژوهش، شاخص ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی و ریسک مالی در هر سه روش پژوهش (به‌جز شاخص ریسک اقتصادی در روش GMM استاندارد) دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان است. ۱ واحد افزایش در شاخص ریسک سیاسی به ترتیب منجر به کاهش ۰/۰۶۷، ۰/۰۷۳ و ۰/۰۵۲ واحدی در مهاجرت نخبگان در روش با اثرات فردی ثابت، GMM استاندارد و GMM دومرحله‌ای می‌شود؛ این اثر برای شاخص ریسک اقتصادی ۰/۰۴۵، ۰/۰۴۸ و ۰/۰۵۷ و برای شاخص ریسک مالی ۰/۰۳۹، ۰/۰۴۲ و ۰/۰۴۹ واحد و در جهت کاهش مهاجرت نخبگان است.

نکته قابل‌توجه این است که در کشورهای با سطح ریسک سیاسی متوسط و سطح ریسک سیاسی بالا، تأثیر شاخص ریسک سیاسی بیشتر از ریسک اقتصادی و ریسک مالی است؛ اما در کشورهای با سطح ریسک سیاسی پایین، تأثیر ریسک اقتصادی و ریسک مالی بیشتر است. دلیل این موضوع می‌تواند این باشد که در کشوهای با سطح ریسک سیاسی متوسط و بالا، بی‌ثباتی‌های سیاسی مانند جنگ‌های داخلی، بحران‌های سیاسی و ... بیشتر از کشورهای با سطح ریسک سیاسی پایین است و درنتیجه عمده دلیل مهاجرت نخبگان می‌تواند درنتیجه مشکلات و بحران‌های سیاسی کشورها و عواقب آن مانند فساد، فقر، بیکاری و ... باشد. شاخص توسعه انسانی نیز در هر دو مدل پژوهش دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان در کشورهای با سطح ریسک سیاسی

متوسط است. ۱ واحد افزایش در شاخص توسعه انسانی در مدل اول به ترتیب سبب کاهش ۰/۰۸۷، ۰/۰۵۳ و ۰/۰۴۳ واحدی در روش اثرات فردی ثابت، GMM استاندارد و GMM دومرحله‌ای و در مدل دوم سبب کاهش ۰/۰۷۸، ۰/۰۸۳ و ۰/۰۸۲ واحدی در شاخص مهاجرت نخبگان می‌شود. میزان توضیح‌دهندگی مدل با اثرات فردی ثابت در مدل اول ۰/۹۴۸ و در مدل دوم ۰/۷۲۵ است که نشان‌دهنده این موضوع است که متغیرهای مستقل توان توضیح‌دهندگی بالایی برای متغیر وابسته دارند.

از طرف دیگر، برای هر دو مدل GMM استاندارد و GMM دومرحله‌ای در هر دو مدل پژوهش، احتمال پسماند مرتبه اول (AR1) زیر ۵ درصد و احتمال پسماند مرتبه دوم (AR2) بالای ۵ درصد است درنتیجه فرض صفر این آزمون دال بر عدم وجود همبستگی‌های سریالی اول و دوم به ترتیب رد و تأیید می شود. احتمال آزمون سارگان برای هر دو نوع مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته بالای ۵ درصد است که نشانگر عدم رد فرضیه صفر این آزمون دال بر معتبر بودن ابزار مورداستفاده است. باتوجه‌به آماره و سطح معنی‌داری آزمون والد در هر دو مدل و سه روش پژوهش نیز فرضیه صفر این آزمون در سطح معنی‌داری ۵ در صد رد می شود و این بدان معنی است که تأثیرگذاری متغیرهای مستقل در متغیر وابسته صفر نیست. از طرف دیگر، طبق شکل (۲) در بخش پیوست، اثر ریسک کشوری و زیرشاخص‌های آن بر مهاجرت نخبگان در نمودار پراکنش منفی است و این بدان معنی است که با افزایش ریسک کشوری و زیرشاخص‌های آن (بهبود شرایط) سطح مهاجرت نخبگان کاهش می‌یابد و این نتیجه برای شاخص توسعه انسانی نیز برقرار است.

در کشورهای با سطح ریسک سیاسی بالا، وقفه اول شاخص مهاجرت نخبگان دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان است به‌نحوی‌که ۱ واحد افزایش در وقفه اول این شاخص در مدل اول پژوهش سبب کاهش ۰/۸۲۸ و ۰/۰۸۳۲ واحدی و در مدل دوم سبب کاهش ۰/۷۸۳ و ۰/۸ واحدی در شاخص مهاجرت نخبگان و به ترتیب در مدل‌های GMM استاندارد و GMM دومرحله‌ای می‌شود. همچنین، ۱ واحد افزایش در شاخص ریسک کشوری سبب کاهش در شاخص مهاجرت نخبگان به اندازه ۰/۰۸۸ واحد در مدل با اثرات فردی ثابت، ۰/۰۹۳ واحد در مدل GMM استاندارد و ۰/۱۷۴ واحد در مدل GMM دومرحله‌ای می‌شود.

جدول ۵: نتایج پژوهش برای کشورهای با ریسک سیاسی بالا

مدل	مدل اول			مدل دوم		
متغیرها / نوع آزمون	اثرات فردی ثابت	GMM استاندارد	GMM دومرحله‌ای	اثرات فردی ثابت	GMM استاندارد	GMM دومرحله‌ای
BD_{it-1}	–	۰/۸۲۸ (۰/۰۰۰)	۰/۸۳۲ (۰/۰۰۰)	–	۰/۷۸۳ (۰/۰۰۰)	۰/۸۰۰ (۰/۰۰۰)
CR	– ۰/۰۸۸ (۰/۰۵۵)	– ۰/۰۹۳ (۰/۰۰۸)	– ۰/۱۷۴ (۰/۰۴۴)	–	–	–
PR	–	–	–	– ۰/۰۷۷ (۰/۰۰۲)	– ۰/۱۱۳ (۰/۰۰۰)	– ۰/۱۰۱ (۰/۰۴۵)
ER	–	–	–	– ۰/۰۹۵ (۰/۰۲۹)	– ۰/۱۸۳ (۰/۰۰۰)	– ۰/۲۰۳ (۰/۰۰۰)
FR	–	–	–	– ۰/۱۸۳ (۰/۰۳۷)	– ۰/۱۵۸ (۰/۰۰۴)	– ۰/۱۵۴ (۰/۰۰۰)
HDI	–۰/۰۵۷ (۰/۰۰۰)	–۰/۰۶۱ (۰/۰۰۰)	–۰/۰۷۹ (۰/۰۰۱)	(۰/۰۹۵) –۰/۰۸۸	–۰/۰۲۷ (۰/۰۰۹)	–۰/۰۷۱ (۰/۰۰۹)
عرض از مبدأ (C)	۱۰/۵۷ (۰/۰۰۰)	–	–	۱۰/۹۱۳ (۰/۰۰۰)	–	–
R^2	۰/۷۳۱	–	–	۰/۹۷۴	–	
تعداد کشورها	۱۴	۱۴	۱۴	۱۴	۱۴	۱۴
تعداد مشاهدات	۱۹۶	۱۹۶	۱۹۶	۱۹۶	۱۹۶	۱۹۶
AR (1) (احتمال)	–	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	–	۰/۰۰۳	۰/۰۴۸
AR (2) (احتمال)	–	۰/۵۸۹	۰/۶۳۴	–	۰/۳۳۵	۰/۷۴۸
آماره سارگان	–	۰/۲۷۶	۰/۲۵۰	–	۰/۱۸۸	۰/۱۵۵
آماره (F) والد	(۰/۰۴۹) ۴/۲۳۶	۶/۰۳۹ (۰/۰۰۰)	۵/۹۵۰ (۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۸) ۵/۳۰۴	۷/۳۷۵ (۰/۰۰۰)	۴/۱۲۲ (۰/۰۳۵)

یادداشت: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هستند.

منبع: نتایج پژوهش

شاخص‌های ریسک سیاسی، مالی و اقتصادی نیز دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان در کشورهای با سطح ریسک سیاسی بالا است. ۱ واحد افزایش در شاخص ریسک سیاسی سبب کاهش ۰/۰۷۷، ۰/۱۱۳ و ۰/۱۰۱ واحدی، ریسک اقتصادی سبب کاهش ۰/۰۹۵، ۰/۱۸۳ و ۰/۲۰۳ واحدی و ریسک مالی سبب کاهش ۰/۱۸۳، ۰/۱۵۸ و ۰/۱۵۴ واحدی در مهاجرت نخبگان به ترتیب در مدل‌های با اثرات فردی ثابت، GMM استاندارد و GMM دومرحله‌ای در کشورهای با ریسک سیاسی بالا می‌شود. از طرف دیگر، ۱ واحد افزایش در شاخص توسعه انسانی

در مدل اول به ترتیب سبب کاهش ۰/۰۵۷، ۰/۰۶۱ و ۰/۰۷۹ واحدی در روش اثرات فردی ثابت، GMM استاندارد و GMM دومرحله‌ای و در مدل دوم سبب کاهش ۰/۰۸۸، ۰/۰۲۷ و ۰/۰۷۱ واحدی در شاخص مهاجرت نخبگان می‌شود.

توسعه انسانی می‌تواند تأثیر مثبت بر فرار مغزها در کشورهای فقیر داشته باشد. با افزایش سطح آموزش و دانش مردم، فرصت‌های شغلی در داخل کشور افزایش می‌یابد و به‌این‌ترتیب، نیاز به مهاجرت مغزها کاهش پیدا می‌کند. همچنین، با افزایش سطح توسعه انسانی، سطح درآمد و رفاه اجتماعی مردم نیز افزایش می‌یابد و به‌این‌ترتیب، فقر در کشور کاهش می‌یابد و مهاجرت نخبگان می‌تواند کمتر شود. علاوه بر این، توسعه انسانی می‌تواند به تقویت بخش خصوصی و افزایش فعالیت‌های اقتصادی در داخل کشور کمک کند. با تقویت بخش خصوصی، فرصت‌های شغلی افزایش پیدا می‌کند و مهاجرت نخبگان کاهش می‌یابد. با توجه به آماره و سطح معنی‌داری آزمون والد در هر دو مدل و سه روش پژوهش نیز فرضیه صفر این آزمون در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد می شود و این بدان معنی است که تأثیرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته صفر نیست و متغیرهای پژوهش دارای تأثیر بر متغیر وابسته هستند. طبق شکل (۳) در بخش پیوست نیز تأثیر منفی ریسک کشوری، ریسک سیاسی، ریسک مالی، ریسک اقتصادی و توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان مشهود است.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

در جهان امروز، مهاجرت نخبگان به یکی از چالش‌ها در کشورهای فقیر و کمتر توسعه‌یافته تبدیل شده است. این مسئله در کشورهای درحال‌توسعه بیشتر به دلیل ناپایداری سیاسی، اقتصادی و مالی است و به همین دلیل، افراد ماهر و بااستعداد به دنبال بهبود شرایط رفاه و فرصت‌های شغلی به کشورهای پیشرفته مهاجرت می‌کنند. این موضوع باعث کاهش سرمایه انسانی و به تبع آن کاهش رشد و توسعه اقتصادی کشورهای مبدأ مهاجرت نخبگان می‌شود. علاوه بر این، مهاجرت نخبگان باعث کاهش توانمندی‌های علمی یک کشور می‌شود، زیرا افراد با توانایی‌های بالا به کشورهای پیشرفته مهاجرت می‌کنند، در حالی که افراد با توانایی‌های کمتر و بدون تخصص‌های خاص در کشور مبدأ باقی می‌مانند. از طرف دیگر، مهاجرت نخبگان باعث افزایش بیکاری و کاهش

توانایی‌های اقتصادی در کشور مبدأ می‌شود؛ بنابراین، این مسئله باید باتوجه‌به آثار منفی آن بر جامعه و اقتصاد کشورهای درحال‌توسعه، با راهکارهای مناسبی مانند ایجاد فرصت‌های شغلی، توسعه صنعت و سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی برطرف شود.

ریسک کشوری و توسعه انسانی دارای تأثیر بسزایی بر مهاجرت نخبگان در کشورهای مختلف است درنتیجه هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر ریسک کشوری و شاخص توسعه انسانی بر مهاجرت نخبگان در سه گروه از کشورهای با سطح ریسک سیاسی پایین (۴۴ کشور)، ریسک سیاسی متوسط (۴۸ کشور) و ریسک سیاسی بالا (۱۴) کشور طی سال‌های ۲۰۰۷ تا سال ۲۰۲۰ و با استفاده از سه روش پانل شامل؛ پانل با اثرات فردی ثابت، گشتاورهای تعمیم‌یافته پویا استاندارد و گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش ریسک کشوری و زیرشاخص‌های آن شامل ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی و ریسک مالی که به معنی بهبود شرایط یک کشور است دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر مهاجرت نخبگان در هر سه گروه از کشورهای موردمطالعه در پژوهش است؛ اما این تأثیر در کشورهای با سطح ریسک بالا و متوسط بیشتر است. این نتیجه با نتیجه مطالعات هاریوچی و اویشی (۲۰۲۱) و فان و داولاشریدز (۲۰۱۹) مبنی بر تأثیر افزایشی بالابودن سطح ریسک بر مهاجرت نخبگان هم‌راستا است.

از طرف دیگر، شاخص توسعه انسانی در تمامی روش‌های پژوهش و هر سه گروه از کشورهای مطالعه دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص مهاجرت نخبگان است. افزایش توسعه انسانی به معنی افزایش امید به زندگی، تحصیلات و درآمد متوسط فردی است و هنگامی که این موارد افزایش می‌یابد بر مهاجرت نخبگان تأثیر منفی و کاهشی خواهند گذاشت؛ زیرا عمدتاً نخبگان برای پیداکردن شرایط زندگی بهتر به سایر کشورهای جهان مهاجرت می‌کنند. این نتیجه با نتایج مطالعات خان (۲۰۲۱) و گاریکا زیا (۲۰۲۰) همسو و هم‌راستا است.

درنهایت باتوجه‌به نتایج پژوهش توصیه‌های سیاستی ذیل جهت کاهش مهاجرت نخبگان و افراد بامهارت بالا ارائه می‌شود:

- ریسک و نااطمینانی می‌تواند بر جنبه‌های مختلف از جمله، امنیت اجتماعی – سیاسی، شرایط اقتصادی، سیاست‌های مهاجرتی، امکانات و تسهیلات و وضعیت فرهنگی در یک

کشور تأثیرگذار باشد. با کاهش ریسک و نااطمینانی‌های مختلف در یک کشور، امید به آینده در جامعه نخبگان می‌تواند افزایش و به تبع آن مهاجرت نخبگان کاهش یابد.

- ارائه شرایط مناسب برای کسب‌وکار و سرمایه‌گذاری در داخل کشور جهت کاهش ریسک اقتصادی و سرمایه‌گذاری و افزایش فرصت‌های شغلی و بهبود شرایط اقتصادی برای کاهش تمایل نخبگان جهت مهاجرت به سایر کشورها.
- گسترش روابط بین‌المللی با سایر کشورهای جهان جهت کاهش ریسک سیاسی، بهبود شرایط زندگی و کاهش سطح مهاجرت نخبگان در یک کشور.
- ایجاد فرصت‌های مناسب برای نخبگان، ایجاد برنامه‌ها و زمینه‌های شغلی جذاب برای نخبگان به اندازهٔ کافی می‌تواند آنها را از مهاجرت به کشورهای دیگر بازدارد.
- توسعه زیرساخت‌ها و تحقیقات، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها و تحقیقات علمی و فناوری می‌تواند اپراتورهای مهاجرتی را کاهش دهد و نخبگان را در کشور نگه دارد.
- تشویق همکاری بین دانشگاه و صنعت: ارتقای همکاری دانشگاه‌ها و صنعت می‌تواند برای نخبگان فرصت‌های شغلی و پیشرفت حرفه‌ای جذاب‌تری فراهم کند.
- حمایت از کارآفرینی و ابتکارهای فناورانه: ایجاد بستری مناسب برای کارآفرینی و ابتکارهای فناورانه می‌تواند نخبگان را ترغیب کند که در کشور خود کسب‌وکارهای خود را راه‌اندازی کنند.
- ارتقای شرایط زندگی و فرهنگ‌سازمانی مثبت: ارتقای شرایط زندگی و ایجاد فرهنگ‌سازمانی مثبت در کشور می‌تواند از نظر نخبگان جذابیت‌های خاصی داشته باشد و آن‌ها را از مهاجرت منصرف کند.

برای افزایش توسعه انسانی و کاهش مهاجرت نخبگان نیز پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

- سرمایه‌گذاری در آموزش و پژوهش: سرمایه‌گذاری قوی‌تر در آموزش عالی و پژوهش‌های علمی می‌تواند افراد را مجذوب کشور خود نگه داشته و نیازمندی‌ها را در داخل کشور برطرف کند.
- ایجاد ارتباط بازار کار و دانشگاه‌ها: تقویت ارتباط بین صنعت و دانشگاه‌ها می‌تواند به نخبگان امکان دسترسی به فرصت‌های شغلی مناسب و موجود در کشور خود را بدهد.

- توسعه صنایع دانش‌بنیان: حمایت از ایجاد و توسعه صنایع دانش‌بنیان و ایجاد شرکت‌های نوپا می‌تواند جذابیت کاری در داخل کشور را برای نخبگان افزایش دهد.
- بهبود شرایط زندگی و کیفیت زندگی: تلاش برای بهبود شرایط زندگی، امکانات و کیفیت زندگی در کشور می‌تواند عواملی را که به مهاجرت نخبگان منجر می‌شوند، کاهش دهد و افراد را ترغیب به ماندن در کشور خود کند.

References

Adeyemi, R. A. Joel, A. Ebenezer, J. T. & Attah, E. Y. (2018). "The Effect of Brain Drain on the Economic Development of Developing Countries: Evidence from Selected African Countries". Journal of Health and Social Issues (JOHESI) **7**(2): 66-76.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". The Review of Economic Studies **58**(2): 277-297.

Arellano, M. & Bover, O. (1995). "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of error-components models". Journal of Econometrics **68**(1): 29-51.

Becker, G. S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Columbia University Press, New York.

Cervantes, M. & Guellec, D. (2002). "The Brain Drain: Old Myths, New Realities". Organisation for Economic Cooperation and Development *The OECD Observer* (230)40.

Chalabi, M. & Abbasi, R. (2004). "Comparative Analysis of Brain Drain at Micro and Macro Levels". Journal of Humanities (42-41 (Special Issue of Sociology)): 13-36. [In Persian]

Chand, M. (2019). "Brain Drain, Brain Circulation, and the African Diaspora in the United States". Journal of African Business **20**(1): 6-19.

Djajić, S. Docquier, F. & Michael, M. (2019). "Optimal Education Policy and Human Capital Accumulation in the Context of Brain Drain". Journal of Demographic Economics **85**(4): 271-303.

Docquier, F. & Marfouk, A. (2006). "International Migration By Education Attainment, 1990–2000". International Migration, Remittances and the Brain Drain 151-199.

Docquier, F. & Rapoport, H. (2012). "Globalization, Brain Drain, and Development". Journal of Economic Literature **50**(3): 681-730.

Douhan, R. Eliasson, G. & Henrekson, M. (2007). "Israel M. Kirzner: An Outstanding Austrian Contributor to the Economics of Entrepreneurship". Small Business Economics **29**(1-2): 213-223.

Durmaz, A. (2022). "Diaspora as a Source of Human Capital: the Effects of the Relationship between Scientific Turkish Diaspora and the Homeland on Reverse Brain Drain". Migration and Development **11**(3): 717-736.

Dutta, N.S. Sobel, R. & Roy, S. (2013). "Entrepreneurship and Political Risk". Journal of Entrepreneurship and Public Policy **2**(2): 130-143.

El Saghir, N. S. Anderson, B. O. Gralow, J. Lopes, G. Shulman, L. N. Moukadem, H. A. & Hortobagyi, G. (2020). "Impact of Merit-Based Immigration Policies on Brain Drain from Low-and Middle-Income Countries". JCO Global Oncology **6**: 185-189.

Ette, A. & Witte, N. (2021). *Brain Drain or Drain Circulation? Economic and Non-Economic Factors Driving the International Migration of German Citizens. In The Global Lives of German Migrants: Consequences of International Migration Across the Life Course* (pp. 65-83). Cham: Springer International Publishing.

Faini, R. (2003). "The Brain Drain: an Unmitigated Blessing?". https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=463021

Fan, Q. & Davlasheridze, M. (2018). "Economic Impacts of Migration and Brain Drain after Major Catastrophe: The Case of Hurricane Katrina". Climate Change Economics **10**.

Garcia Zea, D. (2020). "Brain Drain in Venezuela: the Scope of the Human Capital Crisis". Human Resource Development International **23**(2): 188-195.

Gibson, J. & McKenzie, D. (2011). "Eight Questions About Brain Drain". Journal of Economic Perspectives **25**(3): 107-128.

Groizard, J. L. & Lull, J. (2006). "Skilled Migration and Sending Economies. Testing Brain Drain and Drain Gain Theories". DEA Working Papers.

Haghdoost, A. A. Noorihekmat, S. Talaei, B. Malekpour Afshar, R. Salavati, B. Behzadi, F. & Bazrafshan, A. (2022). "An Investigation of Factors Associated with Emigration of the Health Workforce in Iran in 2022". Iranian Journal of Culture and Health Promotion **6**(2): 205-213. [In Persian]

Hayakawa, K. Kimura, F. & Lee, H. H. (2013). "How Does Country Risk Matter For Foreign Direct Investment?". The Developing Economies **51**(1): 60-78.

Horiuchi, Y. & Oishi, N. (2021). "Country Risks and Brain Drain: The Emigration Potential of Japanese Skilled Workers". Social Science Japan Journal **25**(1): 55-82.

Hosseini, S. K. Sabori khosroshahi, H. & Maadani, S. (2021). "The Impact of Economy and Social Variables on Elites' Cultural Tendency on Migration to Developed Countries". Journal of Socio-Cultural Changes **18**(1): 40-52. [In Persian]

Khan, J. (2021). "European Academic Brain Drain: A Meta-Synthesis. European Journal of Education **56**(2): 265-278.

Kobayashi, S. (2014). *The Effect to the Economic Growth by the Labor Migration: from the Viewpoint of the Stock of the Human Capital*, Graduate School of Tokyo University of Foreign Studies Press, Tokyo.

Kristiaji, B. B. (2019). "Tax and Brain Drain: Justification, Policy Options and Prospect for Large Developing Economies". The Annals of the Faculty of Law in Belgrade **67**(4): 17-67.

Laila, S. U. & Fiaz, M. F. (2018). "Impact of Brain Drain on Economic Growth in Pakistan". The Business & Management Review **9**(4): 548-552.

Latukha, M. Shagalkina, M. Mitskevich, E. & Strogetskaya, E. (2022). "From Brain Drain to Brain Gain: the Agenda for Talent Management in Overcoming Talent Migration from Emerging Markets". The International Journal of Human Resource Management **33**(11): 2226-2255.

Lazaretou, S. (2022). "The Greek Brain Drain: the New Pattern of Greek Emigration During the Recent Crisis". Bank of Greece Economic Bulletin (43).

Lee, C.C. Chiu, Y.B. Chang, C.H. (2013). "Insurance Demand and Country Risks: A Nonlinear Panel Data Analysis". Journal of International Money and Finance **36**(C): 68–85.

Lehkonen, H. & Heimonen, K. (2015). "Democracy, Political Risks and Atock Market Performance". Journal of International Money and Finance **59**: 77-99.

Lemay-Hébert, N. Marcelin, L. H. Pallage, S. & Cela, T. (2020). "The Internal Brain Drain: Foreign Aid, Hiring Practices, and International Migration". Disasters **44**(4): 621-640.

Liu, C. Sun, X. Chen, J. & Li, J. (2016). "Statistical Properties of Country Risk Ratings Under Oil Price Volatility: Evidence from Selected Oil-Exporting Countries". Energy Policy **92**: 234-245.

Lucas, R. E. (1988). "On the Mechanics of Economic Development". Journal of Monetary Economics **22**(1): 3-42.

Marx, K. & Engels, F. (1848). THE COMMUNIST MANIFESTO. *Selected Works bu Karl Marx and Frederick Engels*, International Publishers, New York.

Meyer, D. F. & Habanabakize, T. (2018). "An Analysis of the Relationship Between Foreign Direct Investment (FDI), political risk and economic growth in South Africa". Business and Economic Horizons **14**(4): 777-788.

Mittelmeier, J. Gunter, A. Raghuram, P. & Rienties, B. (2022). "Migration Intentions of International Distance Education Students Studying From a South African Institution: Unpacking Potential Brain Drain". Globalisation, Societies and Education **20**(4): 523-541.

Moftakhari, A. Jafari, M. Abounoori, E. & Nademi, Y. (2022). "The Effect of Institutional Variables on Brain Drain in Developing Countries: A case Study of the Countries of the MENA Region". Social Welfare Quarterly **21**(83): 307-348. [In Persian]

Moftakhari, A. Jafari, M. Abounoori, E. & Nademi, Y. (2022). "Nonlinear Effects of Monetary Policy on Brain Drain in Developing Countries". Public Sector Economics Studies **1**(1): 23-38. [In Persian]

Moftakhari, A. Jafari, M. Abounoori, E. & Nademi, Y. (2023). "Investigating the Effect of Social Capital on Brain Dain in Member Countries Shanghai Cooperation Organization (SCO)". The Journal of Economic Studies and Policies In Press. [In Persian]

Moftakhari, A. Jafari, M. Abounoori, E. & Nademi, Y. (2021). "Investigating the Effects of Social Welfare on Brain Drain in Developing Countries". Quarterly Journal of Applied Theories of Economics **8**(2): 1-34. [In Persian]

Mukhtarov, S. Dinçer, H. Baş, H. & Yüksel, S. (2022). "Policy Recommendations for Handling Brain Drains to Provide sustainability in emerging economies". Sustainability **14**(23): 1-24.

Oishi, N. & Hamada, I. (2019). "Silent Exits: Risk and Post-3.11 Skilled Migration from Japan to Australia". Social Science Japan Journal **22**(1): 109-125.

Ozdogan, Z. (2021). "The Effects of Democratic Regression on Turkish Economy and the Brain Drain". Human Rights in Turkey: Assaults on Human Dignity **15**(1): 365-382.

Pieńkowski, J. (2020). "The Impact of Labour Migration on the Ukrainian Economy". European Economy Discussion Paper

Rahmani, T. & Mazaheri Marbori, M. (2014). "Investigating the Effect of Migration on Human Capital Accumulation and Economic Growth in Developing Countries (1975-2000)". Economic Growth and Development Research **5**(17): 74-61. [In Persian]

Sabzevari, T. & Zulqader, M. (2016). "Investigating Brain Drain in Iran; 1385 to 1395". National Interest Studies **3**(1): 29-51. [In Persian]

Salehi Fereidooni, A. Elmi, Z. & Eisazadeh Roshan, Y. (2020). "The Effect of Brain Drain and Economic Growth in the MENA Region". Macroeconomics Research Letter **15**(29): 231-259. [In Persian]

Shahabadi, A. & Bonyadi, H. (2022). "The Effect of Entrepreneurship on the Brain Drain in the Selected Countries of the MENA Region". Iranian Journal of Trade Studies **26**(102): 59-84. [In Persian]

Shahabadi, A. Karim Keshte, M. H. & Mahmoudi, A. (2007). "Investigating Factors Affecting Brain Drain (Case Study of Iran)". Iranian Journal of Trade Studies **3**(2): 39-81. [In Persian]

Shahabadi, A. Sadeghi Motamedd, Z. & Chayani, T. (2022). "The Effect of Types of Capital on Brain Drain in the Selected Petroleum Exporting Countries". Quarterly Journal of Quantitative Economics **19**(3): 155-180. [In Persian]

Shahabadi, A. Salehi, M. & Hosseinidoust, S. E. (2020). "The Impact of Competitiveness on Brain Drain, GMM Panel Approach". Journal of the Knowledge Economy **11**: 558-573.

Smith, A. (1776). *An Inquiry Into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, London Press, London.

Tankwanchi, A. B. S. Özden, Ç. & Vermund, S. H. (2013). "Physician Emigration from Sub-Saharan Africa to the United States: Analysis of the 2011 AMA Physician Masterfile". Plos Medicine **10**(9): e1001513.

Vega-Muñoz, A. Gónzalez-Gómez-del-Miño, P. & Espinosa-Cristia, J. F. (2021). "Recognizing New Trends in Brain Drain Studies in the Framework of Global Sustainability". Sustainability **13**(6): 3195.

Vega-Muñoz, A. Gónzalez-Gómez-del-Miño, P. & Espinosa-Cristia, J. F. (2021). "Recognizing New Trends in Brain Drain Studies in the Framework of Global Sustainability". Sustainability **13**(6): 3195.

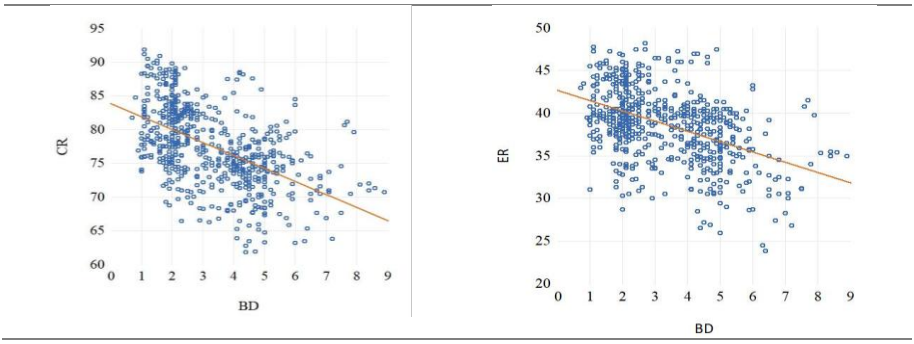
Widmer, L. (2012). "Brain Drain". Risk Management **59**(7): 14.

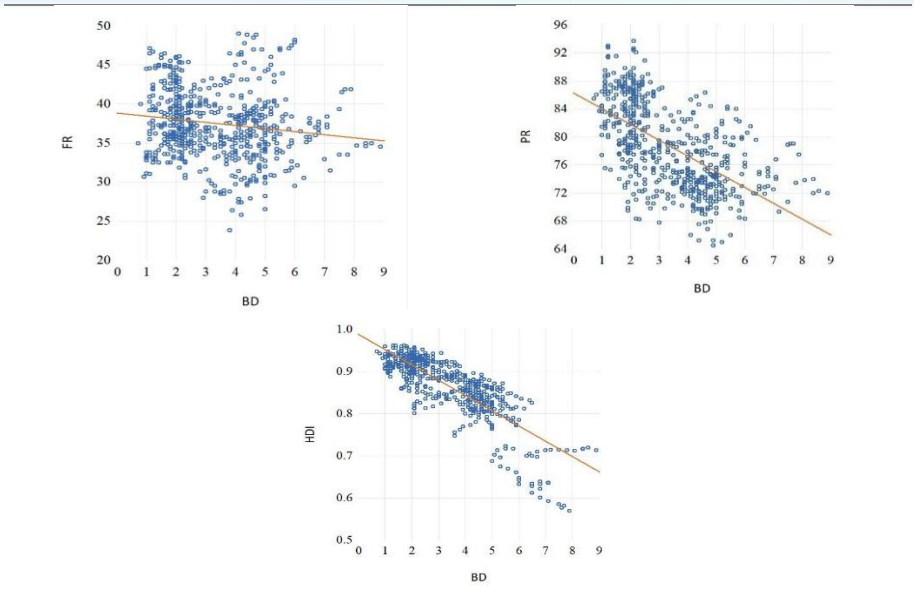
Xue, S. Zhang, B. & Zhao, X. (2021). "Brain Drain: The Impact of Air Pollution on Firm Performance. Journal of Environmental Economics and Management **110**: 102546.

Zare, M. H. Ansari Samani, H. Simin, N. & Mahmoodi, Z. (2021). "The Effect of Economic, Political and Financial Risk on Capital Flight: Dynamic Panel Approach". New Economy and Trade **16**(1): 95-127. [In Persian]

Zhanpeisova, K. Kaliaskarova, G. Gabdulina, B. & Mukasheva, M. (2020). "Brain Drain From The Republic of Kazakhstan as Analyzed by Political Scientists". *Central Asia & the Caucasus* **4**.

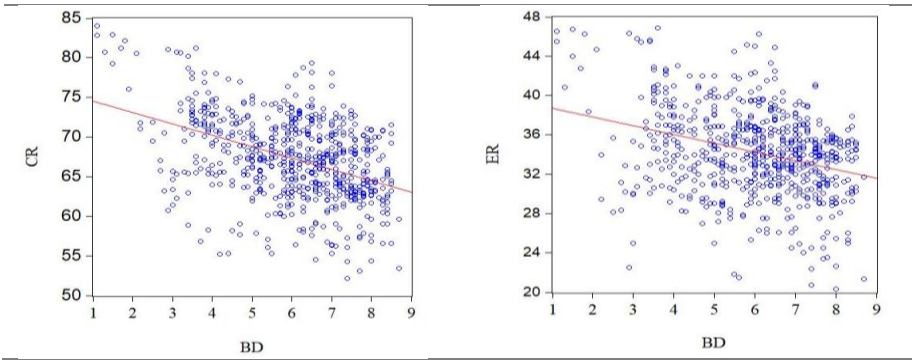
پیوست

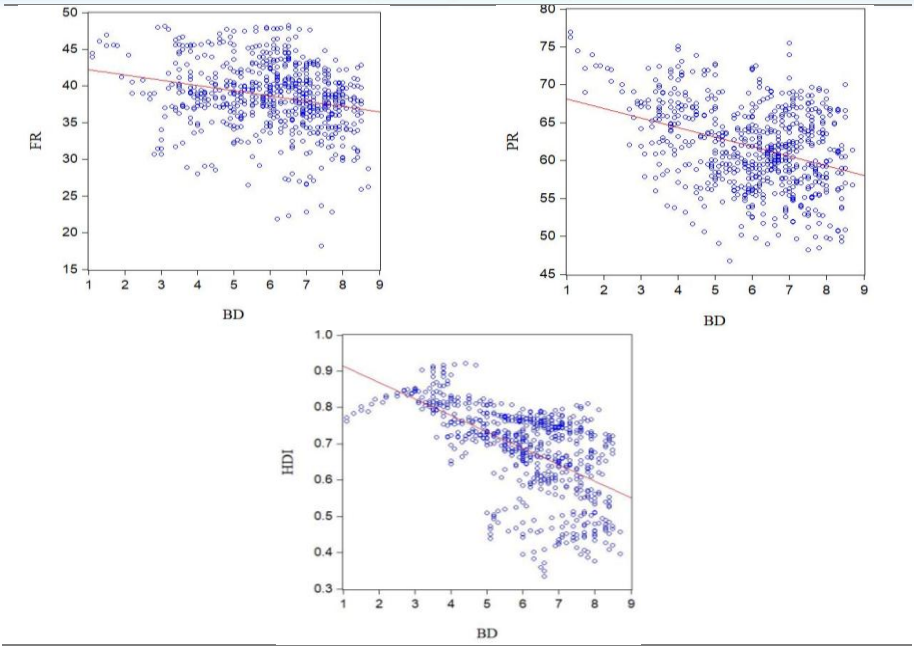




شکل ۱: نمودار پراکنش برای کشورهای با سطح ریسک سیاسی پایین

منبع: نتایج پژوهش





شکل ۲: نمودار پراکنش برای کشورهای با سطح ریسک سیاسی متوسط

منبع: نتایج پژوهش

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 283-307

Changes in the exchange intensity of economic sectors in Iran: A structural decomposition analysis (SDA)

Danial Davoudi[1], Nooraddin Sharify[* 2]

Received: 06-01-2023 Accepted: 17-09-2023

Extended Abstract

Purpose: The high exchange intensity of economic sectors is not desirable in specific conditions such as embargo, economic wars, and dependence of the economy on oil. In Iran, production depends on the currency obtained from oil. This problem may cause Dutch disease in the country's economy and various activities to cope with the recession.

In addition, the importation of intermediate goods constitutes more than 60% of the imports of Iran. With this level of dependence, the vulnerability of Iran's economy to currency wars and commercial and financial sanctions is significant. Therefore, imports in Iran's economy need to be managed and optimized. Hence, in this article, the factors affecting the exchange intensity changes of Iran's economic sectors are calculated in order to provide the possibility of optimizing intermediate imports.

Methodology: The methodology of this research consists of two parts. First, a table is prepared for the desired output, and then it is used for analysis. In order to use the symmetric input-output table of activities, first, some tables are extracted from the consumption and supply values in recent years. Since the exchange rate in production sectors depends on the imports of intermediate goods and services, it is measured by intermediate imports and their changes. To eliminate the effects of the price changes in the 2011-2016 period, the fixed price analysis is performed. The second step of the work is the use of Structural Decomposition Analysis (SDA) method to examine the factors affecting the change of the exchange rate in Iran's manufacturing sectors from

[1]. PhD Student in Economics, Department of Economics, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. Email: danialdavoudi19@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Associated Professor, Department of Economics, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. Email: nsharfy@umz.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 283-307

2011 to 2016. The required data are provided from the input-output tables of the Central Bank of Islamic Republic of Iran, the Statistical Center of Iran and the customs import statistics of the Islamic Republic of Iran in these years.

Findings and Discussion: Symmetric input-output tables of Iran have been prepared for 87 activities from 2011 to 2016. These tables were the basis of research calculations. To compare the tables of each, the selected tables have been harmonized according to the International Standard of Industry Classification (ISIC). Finally, through the Structural Decomposition Analysis (SDA), the effect of each of the factors of the import structure of activities (R), the share of imports in the production of activities ($\widehat{m^s}$), the structure of production (L), the degree of mobility of activities in the economy (Z), the structure of final product components (S), final product composition (T), and total final product (O) have been calculated based on the changes in the valuation of activities from 2011 to 2016. The total production of the country in 2011 was 21920 trillion Rials at the price of 2016. This figure reached 23262 trillion Rials in 2016, with a growth of 6%.

The calculation results show that, among the factors of the study, the effect of the change in the structure and the effect on the change in the desire for the activities from 2011 to 2016 were very insignificant. However, the changes in the production of three productive factors, the degree of mobilizing activities in the economy, and the composition of the final product have reduced the economic value of the economy. On the contrary, the changes of the contribution factors in the production of activities, the structure of the final product, and the sum of the final products have increased the desire of the production activities. In the meantime, the change in the production structure is the most important factor in reducing the exchange rate, and the change in the share of production in the activities has been the main factor in the enhancement of Iran's production activities. Also, the findings of the research show that the increase of final products production from 2011 to 2016 has led to an increase in the value of all economic activities.

Conclusion and Policy Implications: According to the findings of the research, the exchange rate for the supply of intermediate goods has increased by 231.7 trillion Rials. In the meantime, the final products have the greatest role in increasing the exchange rate. In contrast to the share of imports in the production of the sectors, it has the greatest role in reducing the exchange rate of the production sectors. At the level of production sectors, the "Public Affairs Administration" sector, with 1.51 trillion Rials of exchange rate decrease, has had the largest decrease among 78 production sectors of Iran. Moreover, the "animal breeding" sector, with an increase of 2.54 trillion Rials, has had the largest increase in the exchange rate of 78 economic

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 283-307

sectors of the country.

Keywords: Exchange Intensity, Structural Decomposition Analysis, Input-Output, Iran.

JEL Classification: C67, F31, L88, O24

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: ۲۸۳-۳۰۷

تغییرات در ارزبری فعالیت‌های تولیدی اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تحلیل تجزیه ساختاری

دانیال داودی[۱]، نورالدین شریفی*[۲]

دریافت: ۱۶-۱۰-۱۴۰۱ پذیرش: ۲۶-۰۶-۱۴۰۲

چکیده

ارزبری بالای فعالیت‌های اقتصادی در شرایط خاص مانند تحریم، جنگ‌های اقتصادی و وابستگی اقتصاد به نفت مطلوب نیست. این مقاله با استفاده از روش تحلیل تجزیه ساختاری به بررسی عوامل موثر بر تغییرات ارزبری فعالیت‌های تولیدی ایران در فاصله سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ می‌پردازد. از آن‌جا که ارزبری فعالیت‌های تولیدی به واردات کالاها و خدمات واسطه‌ای آن‌ها بستگی دارد، ارزبری این فعالیت‌ها با واردات واسطه‌ای و تغییرات آن‌ها اندازه‌گیری می‌شود. اطلاعات مورد نیاز از جدول‌های داده-ستانده ایران در این سال‌ها تامین می‌شود. نتایج نشان می‌دهد در مجموع ارزبری برای تامین کالاهای واسطه با ۲۳۱/۷ تریلیون ریال افزایش روبرو بوده است. در این میان، محصول نهایی دارای بیشترین اثر در افزایش ارزبری، در مقابل سهم واردات در تولیدات فعالیت‌ها، دارای بیشترین اثر در کاهش ارزبری فعالیت‌های تولیدی بوده است. در سطح فعالیت‌های تولیدی، فعالیت «اداره‌ی امور عمومی»، با ۵۱/۱ تریلیون ریال افزایش ارزبری، بیشترین افزایش را در بین ۷۸ فعالیت تولیدی ایران داشته است. در مقابل، فعالیت «پرورش حیوانات»، با ۵۴/۲ تریلیون ریال کاهش ارزبری، بیشترین کاهش را در ارزبری ۷۸ فعالیت اقتصادی کشور داشته است.

واژگان کلیدی: ارزبری، تحلیل تجزیه ساختاری، داده- ستانده، ایران.

طبقه‌بندی JEL: C67، F31، L88، O24.

[۱]. دانشجوی دکترای دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران، مازندران، ایران.
danialdavoudi19@gmail.com

[۲]. نویسنده مسئول. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران. nsharify@umz.ac.ir

۱- مقدمه

ارزبری فعالیت‌های تولیدی به میزان واردات آن‌ها از کالاها و خدمات دیگر کشورها بستگی دارد. به این ترتیب، ارتباط زیادی بین وابستگی فعالیت‌ها به واردات و ارزبری آن‌ها وجود دارد. با این حال، هریک از این‌ها به یک جنبه از مسایل اقتصادی نظر دارد و یک سری از مسایل را مورد توجه قرار می‌دهد.

ارزبری به مسئله کمبود ارز، مشکلات نقل و انتقال ارز و امثال آن توجه دارد. در حالی که واردات به مسئله فرصت‌های از دست رفته در اشتغال، ارزش‌افزوده و امثال آن نظر دارد. با این حال، گاهی از اوقات جنبه‌های مثبت واردات، نظیر صادرات آلایندگی، واردات انرژی و امثال آن هم مورد توجه قرار می‌گیرد.

اگرچه واردات معمولا سبب انتقال فرصت‌های اشتغال و رشد اقتصادی به خارج از کشور می‌شود، به دلیل عدم امکان تولید بعضی از نهاده‌های واسطه‌ای در داخل، واردات واسطه‌ای می‌تواند تولید بعضی از محصولات در داخل را میسر سازد. به این ترتیب، ترکیب و میزان بهینه واردات می‌تواند تخصیص بهینه‌ی منابع و افزایش حجم تولیدات را در پی داشته باشد. اما بالا بودنِ میزان واردات کالاهای واسطه‌ای، تحت شرایطی می‌تواند مانع رشد و پیشرفت اقتصاد یک کشور گردد.

در ایران واردات عمدتا متکی به ارز حاصل از صادرات نفت است. این مسئله ممکن است منجر به بروز بیماری هلندی در اقتصاد کشور شده و فعالیت‌های مختلف را با رکود مواجه سازد. از منظر ارزشی، کالاهای واسطه‌ای ۶۲ درصد از ارزش واردات کشور را به خود اختصاص داده‌اند (هرورانی، ۱۳۹۶). با این سطح از وابستگی، آسیب‌پذیری اقتصاد ایران در برابر جنگ‌های ارزی و تحریم‌های تجاری و مالی قابل توجه است. لذا واردات در اقتصاد ایران نیاز به مدیریت و بهینه‌سازی دارد.

از آن‌جا که ارزبری فعالیت‌های تولیدی به واردات واسطه‌ای آن‌ها بر می‌گردد، این مطالعه ارزبری فعالیت‌های تولیدی را از طریق نیاز آن‌ها به واردات کالاها و خدمات واسطه‌ای مورد بررسی قرار می‌دهد. یکی از ویژگی‌های این تحقیق در مقایسه با مطالعات قبلی، بررسی مسئله ارزبری واردات با توجه به اهمیت آن برای کشور در تحریم‌های اقتصادی، در مقایسه با مطالعات دیگر است که واردات را از دید رقابت با اقتصاد داخل در ایجاد اشتغال، ارزش‌افزوده و امثال آن مطالعه

کرده‌اند. ویژگی دیگر این تحقیق در مقایسه با مطالعات دیگر که اکثرا از روش اقتصاد سنجی استفاده کرده‌اند، به استفاده از روش داده-ستانده بر می‌گردد. این امر سبب شده است تا برخلاف مطالعات قبلی که واردات را در سطح کل اقتصاد بررسی کرده‌اند، این مطالعه علاوه بر امکان بررسی در سطح کل اقتصاد، بررسی در سطح فعالیت‌های تولیدی را هم ممکن می‌سازد. ویژگی سوم این تحقیق در مقایسه با کارهای قبلی که عمدتا عوامل جانبی مثل درآمد داخلی و درآمد ارزی را مورد توجه قرار داده‌اند، بررسی تاثیر عوامل طرف تقاضا به همراه بررسی ساختار تولیدی فعالیت‌ها از عوامل طرف عرضه است. و سرانجام استفاده از آخرین جدول‌های آماری کشور دیگر ویژگی این تحقیق در مقایسه با تحقیقات گذشته است.

این مقاله در شش بخش سازماندهی شده است. بخش بعدی مبانی نظری تحقیق را مورد بررسی قرار می‌دهد. پیشینه تحقیق در بخش سوم مورد بررسی قرار می‌گیرد. روش تحقیق و منابع آماری بخش چهارم آن را تشکیل می‌دهد. یافته‌های تحقیق موضوع بخش پنجم این تحقیق است. نتایج حاصل از تحقیق پایان بخش آن است.

۲- مبانی نظری

اسمیت[1] (۱۷۷۶)، اقتصاددان اسکاتلندی قرن هجدهم میلادی معتقد بود وجود مزیت مطلقِ تولید کالاهای متفاوت در کشورهای مختلف منجر به شکل‌گیری تجارت بین کشورها می‌گردد. وی معتقد بود وقتی یک کشور کالایی را نسبت به کشور دیگری با کارایی بیشتری تولید می‌کند، در تولید آن کالا مزیت مطلق دارد. در این صورت کشورها با تخصص در تولید کالایی که در آن مزیت مطلق دارند، از مبادله‌ی آن با یکدیگر منافعی به‌دست می‌آورند. در این فرآیند، منابع و عوامل تولید با کارآمدترین روش مورد استفاده قرار می‌گیرند و تولید هر دو کالا افزایش می‌یابد. این افزایشِ در تولیدِ هر دو محصول، منافعِ ناشی از تخصص است که از طریق مبادله بین دو کشور تقسیم خواهد شد.

به این ترتیب، بر اساس نظریه‌ی اسمیت، هر چه تجارت بیشتر شده و تولید تخصصی‌تر گردد، اقتصاد بیشتر رشد خواهد کرد. اشکالی که در نظریه‌ی مزیت مطلق اسمیت بوده است که بعدها

[1]. Smith

توسط دیوید ریکاردو ترمیم شد، این بود که بر اساس نظریه‌ی اسمیت، ممکن بود برخی کشورها در هیچ کالایی مزیت مطلق نداشته باشند. آیا این کشورها باید صرفاً وارد کننده باشند؟

ریکاردو در پاسخ به این پرسش، اثبات کرد که در یک دنیای فرضی دو کالایی، اگر کشوری در تولید هر دو کالا نسبت به کشور دیگر کارایی کمتری داشته باشد، باز هم تجارت دوجانبه‌ی آن‌ها می‌تواند سودآور باشد. کشور اول باید در تولید و صدور کالایی تخصص پیدا کند که در آن مزیت نسبی دارد و کالایی را وارد کند که در تولید آن مزیت نسبی ندارد (منکیو[1]، ۲۰۰۹). بدین ترتیب، همه‌ی کشورها می‌توانند با الگوی مزیت نسبی تولید به تجارت بپردازند و از منافع حاصل از تجارت که از تخصیص بهینه‌ی منابع تولید ناشی می‌شود، به رشد اقتصادی دست‌یابند.

با وجود این‌که تجارت خارجی در شرایط عادی مطلوب است، وابستگی به واردات واسطه در شرایط خاصی می‌تواند تحمیل اراده‌ی دیگر کشورها را به همراه داشته باشد. به عقیده سالواتوره[2] (۲۰۰۷)، از آن‌جا که ایالات متحده آمریکا وابستگی نسبتاً کمی به تجارت بین‌الملل دارد، اگر بخواهد از تجارت جهانی صرف نظر کند، می‌تواند بدون آن‌که کاهش قابل ملاحظه‌ای در وضع زندگی مردم آن کشور پدید آید، همچنان به حیات اقتصادی خود ادامه دهد. این ادعا در مورد ژاپن، انگلستان یا ایتالیا به سختی صورت می‌پذیرد و در مورد سوئیس یا استرالیا اصلاً نباید چنین انتظاری داشت. لذا اگرچه بالا بودنِ حجم تجارت خارجی و ارتباط گسترده‌ی تجاری با دنیا در شرایط عادی یک مزیت محسوب می‌شود، اما همین ویژگی تحت شرایطی که کشوری قصد تحمیل اراده‌ی خود بر کشور دیگری داشته باشد یک نقطه‌ی ضعف قلمداد می‌شود.

۳- پیشینه تحقیق

تقریبا همه مطالعات گسترده‌ای که این زمینه انجام شده است، طرف واردات مسئله را مورد توجه قرار داده‌اند. اکثر قریب به اتفاق این تحقیقات به روش اقتصاد سنجی صورت پذیرفته است. بیشتر این مطالعات کل واردات اعم از واردات کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای را به صورت یکجا مورد بررسی قرار داده‌اند. علاوه بر این، اکثر این مطالعات واردات مورد نیاز کل اقتصاد را

---

1. Mankiw
2. Salvatore

بررسی کرده‌اند. با این حال، عوامل مورد بررسی این تحقیقات از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است:

یکی از عوامل مورد توجه، نرخ ارز است. بر اساس تحقیقات رجایی و احمدی (۱۳۸۹)، کاهش ارزش پول داخلی، عامل افزایش واردات در ایران است. علم[1] (۲۰۱۲) نرخ ارز موثر حقیقی را عامل موثر بر تقاضا برای واردات پاکستان می‌داند. زنگ[2] (۲۰۲۰) تاثیر نرخ ارز بر واردات سالمون در آمریکا را مطالعه کرده است. جیانگ[3] (۲۰۲۲) تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر کیفیت کالاهای وارداتی موسسات صنعتی این کشور را بررسی کرده است.

دسته‌ای از این تحقیقات نااطمینانی، به خصوص نااطمینانی نرخ ارز و نوسانات آن در واردات و ارزبری را مورد مطالعه قرار داده‌اند. همفیل[4] (۱۹۷۴) تغییرات نرخ ارز بر واردات کشورهای کمتر توسعه‌یافته را بررسی کرده است. سابرانک[5] (۱۹۹۸) نحوه‌ی اثرگذاری عدم اطمینان حاصل از نوسانات نرخ ارز بر صادرات و واردات هند را مورد مطالعه قرار داده است. علم (۲۰۱۲) نوسانات نرخ ارز واقعی و حقیقی بر تقاضای واردات پاکستان را بررسی کرده است. جیرانیاکول[6] (۲۰۱۳) نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر تقاضای واردات تایلند را مطالعه کرده است. جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۴) هم تاثیر نااطمینانی کلان اقتصاد بر واردات کشورهای منتخب از جمله ایران را مورد مطالعه قرار داده‌اند.

دسته‌ای دیگر از تحقیقات، تعرفه واردات و آزادسازی تجاری را به عنوان عامل موثر بر واردات و ارزبری مطالعه کرده‌اند. ابریشمی و همکاران (۱۳۸۴) تاثیر آزادسازی تجاری بر رشد واردات و صادرات را مورد مقایسه قرار داده‌اند. یوسف‌وند و همکاران (۱۳۸۹) اثر جهانی‌شدن بر رابطه‌ی مبادله‌ی ناخالص کالاهای مصرفی، کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای در ایران را مورد توجه قرار داده‌اند. کاهش موانع تعرفه‌ای و آزادسازی بر کشش واردات کالاها در ایران مورد مطالعه لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۱) قرار گرفته است.

بررسی سایر عوامل موثر بر واردات و به تبع آن ارزبری، دیگر مواردی است که در این

---

1. Alam
2. Zhang
3. Jiang
4. Hemphil
5. Subranak
6. Jiranyakul

خصوص انجام شده است. همفیل (۱۹۷۴) اثرات درآمد و ذخایر ارزی بر واردات در کشورهای جهان سوم را مورد مطالعه قرار داده است. توفیقی و محرابیان (۱۳۸۱) عوامل موثر بر تقاضا برای واردات کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای را بررسی کرده‌اند. رجایی و احمدی (۱۳۸۹) رابطه واردات با درآمدهای نفتی، درآمد واقعی، تولید ناخالص داخلی و قیمت‌های نسبی کالاها را بررسی کرده‌اند. دادگر و نظری (۱۳۸۹) و لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۱) رابطه تقاضا برای واردات با تولید ناخالص داخلی به همراه دیگر عوامل از جمله قیمت نسبی کالاها در ایران را مطالعه کرده‌اند. علم (۲۰۱۲) رابطه رشد واقعی اقتصاد با واردات در پاکستان را موضوع مطالعه خود قرار داده است. سوزی و پاز[1] (۲۰۲۱) اثر واردات مواد اولیه چینی به برزیل را بر سهم زنان در اقتصاد چین و شکاف دستمزد مرد و زن با تحصیلات مختلف را مورد بررسی قرار داده‌اند. در مقابل، پانشاک و همکاران[2] (۲۰۲۱) خاطر نشان کردند که اتکای زیاد به واردات واسطه با کشش درآمدی بالا می‌تواند در بلندمدت به رشد آسیب برساند.

٤- روش تحقیق و منابع آماری

روش تحلیل تجزیه ساختاری[3] در تحلیل‌های داده-ستانده، روشی است که برای توضیح تغییرات متغیرهایی مانند ستانده، ارزش‌افزوده، بهره‌وری نیروی کار و امثال آن به‌کار می‌رود. این روش که هم در الگوهای قیمتی و هم الگوهای مقداری داده-ستانده کاربرد دارد، برای نشان دادن تغییرات ساختاری بین دو دوره‌ی زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. بدین منظور، محاسبه‌ی جداول داده-ستانده‌ی هر دو مقطع (به صورت متقارن و همسان) مورد نیاز است. به این منظور، ابتدا روش ساخت جداول متقارن فعالیت در فعالیت ارائه شده است. در ادامه با محاسبه‌ی رابطه‌ی ارزبری فعالیت‌ها، زمینه برای تجزیه ساختاری ارزبری فراهم شده است.

٤-١- ساخت جداول متقارن فعالیت در فعالیت

برای در اختیار داشتن اطلاعات مورد نیاز، ابتدا جدول متقارن فعالیت در فعالیت داخلی با فرض تکنولوژی فعالیت تهیه می‌شود. برای تهیه ماتریس ضرایب فنی جدول متقارن فعالیت در

---

1. Ssozi & Paz
2. Panshak et al.
3. Structural Decomposition Analysis (SDA)

فعالیت، از ماتریس جذب، ماتریس واردات و ماتریس ساخت استفاده می‌شود. با کسر ماتریس واردات از ماتریس جذب، ماتریس جذب از تولیدات داخل به دست می‌آید:

$$U^d = U - M \quad (۱)$$

U ماتریس جذب، M ماتریس واردات و U^d ماتریس جذب داخلی است. با استفاده از ماتریس جذب داخلی، $K_{m\times n} = [k_{ij}]$، ماتریس ضرایب فنی ماتریس جذب داخلی که m تعداد کالاها و n تعداد فعالیت‌های تولیدی را نشان می‌دهند، محاسبه می‌شود:

$$K = U^d \times \hat{Q}^{-1} \quad (۲)$$

$\hat{Q}^{-1}$ معکوس ماتریس قطری تولیدات فعالیت‌ها را نشان می‌دهد.

با استفاده از ماتریس ساخت، ماتریس سهم بازار محاسبه می‌شود:

$$D = M \times \hat{X}^{-1} \quad (۳)$$

$D_{n\times m} = [d_{ij}]$ ماتریس سهم بازار و $\hat{X}^{-1}$ معکوس ماتریس قطری تولیدات کالاها و خدمات است. با در دست داشتن D و K، A ماتریس ضرایب فنی جدول فعالیت در فعالیت داخلی محاسبه می‌شود:

$$A_{n\times n} = D_{n\times m} \times K_{m\times n} \quad (۴)$$

ناحیه اول جدول فعالیت در فعالیت داخلی از پس‌ضرب ماتریس قطری تولیدات فعالیت‌ها در ماتریس A محاسبه می‌شود (رابطه ۵):

$$Z_{n\times n} = A_{n\times n} \cdot \hat{Q}_{\,n\times n} \quad (۵)$$

با تعمیم فرض تکنولوژی فعالیت به ناحیه دوم و پیش‌ضرب ماتریس سهم بازار در ناحیه دوم ماتریس مصرف، ناحیه دوم جدول بر حسب فعالیت‌ها به دست می‌آید:

$$F_{n\times k} = D_{n\times m} \times F_{m\times k} \quad (۶)$$

$F_{m\times k}$ ماتریس محصول در اجزای محصول نهایی و $F_{n\times k}$ هم ماتریس فعالیت در اجزای محصول نهایی است. ناحیه سوم جدول فعالیت در فعالیت دقیقا از ناحیه سوم جدول مصرف گرفته می‌شود.

٤-۲- رابطه‌ی ارزبری فعالیت‌ها

از آن‌جا که ارزبری فعالیت‌های اقتصادی با ارزش واردات واسطه‌ای آن‌ها برای تولیدات فعالیت‌ها برابر است، برای تراز جدول داخلی، بردار تقاضا برای واردات واسطه‌ای از رابطه (۷) محاسبه و در جدول قرار داده می‌شود:

$$M^{s}{}_{1\times n} = e_{1\times n} \times M_{n\times n} \qquad (۷)$$

بردار سطری واردات واسطه‌ای M^s، ارزبری فعالیت‌های مختلف تولیدی را نشان می‌دهد، $[m_{ij}]=$ M ماتریس محصول در فعالیت واردات واسطه‌ای و e بردار یکه‌ی سطری است.

برای تجزیه واردات و استفاده از آن در تعیین سهم ارزبری فعالیت‌ها، ماتریس M را می‌توان از طریق رابطه‌ی (۸) به دو ماتریس M^i و $\hat{Q}$ تجزیه کرد:

$$M^{i}{}_{m\times n} = M_{m\times n} \times \hat{Q}^{-1}_{n\times n} \Rightarrow \begin{bmatrix} m_{11} & m_{12} & \cdots & m_{1n} \\ m_{21} & m_{22} & \cdots & m_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{n1} & m_{n2} & \cdots & m_{nn} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} {q_1}^{-1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & {q_2}^{-1} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & {q_n}^{-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} {m^i}_{11} & {m^i}_{12} & \cdots & {m^i}_{1n} \\ {m^i}_{21} & {m^i}_{22} & \cdots & {m^i}_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ {m^i}_{m1} & {m^i}_{m2} & \cdots & {m^i}_{mn} \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

در واقع درایه‌های ماتریس M^i از تقسیم درایه‌های ماتریس M بر q_j، تولیدات فعالیت‌ها به دست می‌آید. در ادامه، ماتریس M^i، به نوبه خود به دو ماتریس R و $\widehat{M^v_{n\times n}}$ قابل تقسیم است:

$$M^{i}{}_{m\times n} = R_{m\times n} \times \widehat{M^v_{n\times n}} \Rightarrow \begin{bmatrix} {m^i}_{11} & {m^i}_{12} & \cdots & {m^i}_{1n} \\ {m^i}_{21} & {m^i}_{22} & \cdots & {m^i}_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ {m^i}_{m1} & {m^i}_{m2} & \cdots & {m^i}_{mn} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} & \cdots & r_{1n} \\ r_{21} & r_{22} & \cdots & r_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{m1} & r_{m2} & \cdots & r_{mn} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} {m^v}_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & {m^v}_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & {m^v}_n \end{bmatrix} \qquad (۹)$$

ماتریس R ساختار واردات فعالیت‌ها را نشان می‌دهد که درایه‌های آن، از تقسیم درایه‌های ماتریس M^i بر سرجمع ستونی این ماتریس (یعنی $r_{ij}=\frac{{m^i}_{ij}}{m^s_j}$) به‌دست می‌آید. ${m^v}_j$ درایه‌های ماتریس قطری $\widehat{M^v_{n\times n}}$ که از رابطه $\sum m_{ij}/q_j$ به‌دست می‌آید، سهم واردات در تولیدات فعالیت‌ها را نشان می‌دهد.

Q نیز ابتدا به دو عامل تجزیه می‌شود:

$$Q_{n\times 1} = C_{n\times n} \times Y_{n\times 1} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & \cdots & c_{1n} \\ c_{21} & c_{22} & \cdots & c_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{n1} & c_{n2} & \cdots & c_{nn} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Q_1 \\ Q_2 \\ \vdots \\ Q_n \end{bmatrix} \qquad (۱۰)$$

در رابطه‌ی فوق، ماتریس C، معکوس ماتریس لئونتیف و بردار Y، بردار محصول نهایی از تولیدات

داخل (یعنی تقاضای نهایی منهای واردات نهایی) است. در ادامه معکوس ماتریس لئونتیف به دو عامل تجزیه می‌گردد:

$$C_{n\times n} = L_{n\times n} \times Z_{n\times n} = \begin{bmatrix} l_{11} & l_{12} & \cdots & l_{1n} \\ l_{21} & l_{22} & \cdots & l_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ l_{n1} & l_{n2} & \cdots & l_{nn} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} z_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & z_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & z_n \end{bmatrix}$$
$$= \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & \cdots & c_{1n} \\ c_{21} & c_{22} & \cdots & c_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{n1} & c_{n2} & \cdots & c_{nn} \end{bmatrix} \qquad (11)$$

ماتریس L، نشان‌دهنده‌ی ساختار (فناوری) تولید است که درایه‌های آن از رابطه‌ی $l_{ij} = \frac{c_{ij}}{TBL_j}$ به‌دست می‌آیند. هرگونه تغییر در درایه‌های این ماتریس که ناشی از جابجایی نهاده‌های واسطه است، به منزله تغییر در ساختار نهاده‌های مصرفی یا فناوری تولید تلقی می‌شود. ماتریس قطری $\hat{Z}$ با درایه‌های $z_j = TBL_j$ است که TBL_j شاخص ارتباطی پسین کل، از جمع ستونی معکوس ماتریس لئونتیف به‌دست می‌آید.

بردار تقاضای نهایی از منابع داخلی (Y) هم به نوبه خود به سه عامل قابل تجزیه است.

$$Y_{n\times 1} = S_{n\times 4} \times T_{4\times 1} \times O_{1\times 1} = \begin{bmatrix} s_{11} & s_{12} & \cdots & s_{14} \\ s_{21} & s_{22} & \cdots & s_{24} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ s_{n1} & s_{n2} & \cdots & s_{n4} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} T_1 \\ T_2 \\ \vdots \\ T_4 \end{bmatrix} \times [O] = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \qquad (12)$$

در رابطه‌ی فوق، ماتریس S که از تقسیم درایه‌های اجزای ماتریس محصول نهایی بر سرجمعِ ستونی این ماتریس به دست می‌آید، نشان‌دهنده‌ی ساختار اجزای محصول نهایی است. T بردار ترکیب محصول نهایی را نشان می‌دهد که ترانهاده‌ی بردار سطری Ť است. درایه‌های Ť از تقسیمِ اجزای محصول نهایی بر محصول نهایی به دست می‌آیند. O مجموع محصول نهایی از تولیدات داخل است که از جمع تمام درایه‌های ماتریس محصول نهایی حاصل می‌شود. به این ترتیب:

$$Q_{n\times 1} = C_{n\times n} \times F_{n\times 1} = L_{n\times n} \times Z_{n\times n} \times S_{n\times 4} \times T_{4\times 1} \times O_{1\times 1} \qquad (13)$$

با توجه به استفاده از ماتریس قطری Q در رابطه (۸)، شکل قطری آن به صورت رابطه (۱۴) است:

$$\hat{Q}_{n\times n} = C_{n\times n}\widehat{\times F_{n\times 1}} = L_{n\times n} \times Z_{n\times n} \times \widehat{S_{n\times 4}} \times T_{4\times 1} \times O_{1\times 1} \qquad (14)$$

یعنی عناصر حاصل از رابطه (۱۳) پس از محاسبه، به صورت قطری در رابطه (۸) مورد توجه قرار

می‌گیرند. به این ترتیب، شکل گسترش یافته رابطه (۸) به صورت رابطه (۱۵) در می‌آید:

$$M_{m\times n} = {M^{i}}_{m\times n} \times \hat{Q}^{-1}_{n\times n} = R_{m\times n} \times \widehat{M^{v}_{n\times n}}.(L_{n\times n} \times Z_{n\times n} \times \widehat{S_{n\times 4}} \times T_{4\times 1} \times O_{1\times 1})^{-1} \quad (15)$$

در نهایت با جایگذاری رابطه‌ی (۱۵) در رابطه‌ی (۷)، رابطه ارزبری فعالیت‌های تولیدی به صورت رابطه (۱۶) در می‌آید:

$$M^{S}_{1\times n} = e_{1\times n} \times R_{m\times n} \times \widehat{M^{v}_{n\times n}} \times (L_{n\times n} \times Z_{n\times n} \times \widehat{S_{n\times 4}} \times T_{4\times 1} \times O_{1\times 1})^{-1} \quad (16)$$

به این ترتیب، شاخص ارزبری فعالیت‌های تولیدی به ۷ عامل تجزیه شده‌اند.

٤-۳- تغییرات در ارزبری فعالیت‌های تولیدی

با محاسبه‌ی تفاضل ارزبری فعالیت‌های تولیدی در دو مقطع زمانی، تغییرات در ارزبری فعالیت‌های تولیدی در یک بازه‌ی زمانی به‌دست می‌آید. با استفاده از روش تحلیل تجزیه ساختاری[1]، تغییرات ارزبری فعالیت‌های تولیدی به عوامل تشکیل دهنده تجزیه می‌شوند. در این پژوهش که شاخص ارزبری فعالیت‌های اقتصاد به هفت عامل تجزیه شده است، تغییرات در ارزبری فعالیت‌های تولیدی از طریق رابطه‌ی (۱۷) به عوامل تشکیل دهنده آن تجزیه می‌شود:

$$\Delta M^{S} = M^{S}_{t} - M^{S}_{t-1} = e \times R_{t}.\widehat{M^{v}_{t}}.(L_{t}.Z_{t}.\widehat{S_{t}}.T_{t}.O_{t}) - e \times R_{t-1}.\widehat{M^{v}_{t-1}}.(L_{t-1}.Z_{t-1}.\widehat{S_{t-1}}.T_{t-1}.O_{t-1}) = \quad (17)$$

$$e \times \Delta R.\widehat{M^{v}_{t-1}}.(L_{t-1}.Z_{t-1}.\widehat{S_{t-1}}.T_{t-1}.O_{t-1}) \quad (17\text{-}1)$$

$$+ e \times R_{t}.\Delta\widehat{M^{v}}.(L_{t-1}.Z_{t-1}.\widehat{S_{t-1}}.T_{t-1}.O_{t-1}) \quad (17\text{-}2)$$

$$+ e \times R_{t}.\widehat{M^{v}_{t}}.(\Delta L.Z_{t-1}.\widehat{S_{t-1}}.T_{t-1}.O_{t-1}) \quad (17\text{-}3)$$

$$+ e \times R_{t}.\widehat{M^{v}_{t}}.(L_{t}.\Delta Z.\widehat{S_{t-1}}.T_{t-1}.O_{t-1}) \quad (17\text{-}4)$$

$$+ e \times R_{t}.\widehat{M^{v}_{t}}.(L_{t}.Z_{t}.\Delta\widehat{S}.T_{t-1}.O_{t-1}) \quad (17\text{-}5)$$

$$+ e \times R_{t}.\widehat{M^{v}_{t}}.(L_{t}.Z_{t}.\widehat{S_{t}}.\Delta T.O_{t-1}) \quad (17\text{-}6)$$

$$+ e \times R_{t}.\widehat{M^{v}_{t}}.(L_{t}.Z_{t}.\widehat{S_{t}}.T_{t}.\Delta O) \quad (17\text{-}7)$$

در رابطه‌ی فوق ΔM^{S} تغییرات ارزبری، ΔR تغییرات در ساختار واردات فعالیت‌ها، $\Delta\widehat{M^{v}}$ تغییرات در سهم واردات در تولیدات فعالیت‌ها، ΔL تغییرات در ساختار تولید، ΔZ تغییرات در میزان

[1]. Structural Decomposition Analysis(SDA)

تحرک آفرینی فعالیت‌ها در اقتصاد، ΔS تغییرات در ساختار اجزای محصول نهایی، ΔT تغییرات در ترکیب محصول نهایی و ΔO نیز تغییرات در حجم محصول نهایی از تولیدات داخلی را نشان می‌دهد.

به این ترتیب، عبارت (۱۷-۱) سهم تغییر در ساختار واردات فعالیت‌ها در تغییرات ارزبری، عبارت (۱۷-۲) نقش تغییر در سهم واردات در تولیدات فعالیت ها در تغییرات ارزبری، عبارت (۱۷-۳) سهم تغییر در ساختار تولید در تغییرات ارزبری، عبارت (۱۷-۴) سهم تغییر در میزان تحرک آفرینی فعالیت ها در تغییرات ارزبری، عبارت (۱۷-۵) سهم تغییر در ساختار اجزای محصول نهایی در تغییرات ارزبری، عبارت (۱۷-۶) سهم تغییرات در ترکیب محصول نهایی در تغییرات ارزبری، و بالاخره عبارت (۱۷-۷) سهم تغییر در مجموع محصول نهایی در تغییرات ارزبری فعالیت‌های اقتصاد را نشان می‌دهد.

٤-٤- منابع آماری تحقیق

منابع آماری این تحقیق، جدول داده- ستانده ۱۵۵ محصول در ۱۱۰ رشته فعالیت (بخش) سال ۱۳۹۰ و جدول داده- ستانده ۱۳۰ محصول در ۸۹ فعالیت (بخش) سال ۱۳۹۵ کشور است که اولی توسط مرکز آمار ایران (۱۳۹۶) و دومی توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۴۰۱) تهیه شده است. این جداول که به قیمت تولید کننده هستند، آخرین جداول داده- ستانده آماری قابل استفاده برای این تحقیق هستند که توسط مراکز رسمی کشور تهیه شده‌اند. برای محاسبات پژوهش حاضر، ابتدا جدول متقارن ۱۱۰ بخش در ۱۱۰ بخش سال ۱۳۹۰ و جدول متقارن ۸۹ بخش در ۸۹ بخش سال ۱۳۹۵ محاسبه شده است. در ادامه، برای مقایسه، با تجمیع سطرها و ستون‌های نزدیک به‌هم با یکدیگر، این دو جدول به‌صورت جداول ۷۸ بخش در ۷۸ بخش تجمیع شده‌اند. برای تبدیل جداول به قیمت ثابت، از آمار مربوط به تولید به قیمت جاری و ثابت فعالیت‌ها، از حساب‌های مرکز آمار ایران (بدون تاریخ) استفاده می شود. به این ترتیب، همه اقلام محاسبات به قیمت سال ۱۳۹۵ است.

۵- یافته‌های تحقیق

تولیدات کل کشور در سال ۱۳۹۰ به قیمت سال ۱۳۹۵، ۲۱۹۲۰ تریلیون ریال بوده است. این

رقم در سال ۱۳۹۵، با ۶ درصد رشد به ۲۳۲۶۲ تریلیون ریال رسیده است. در این مدت، ارز پرداختی بابت واردات با ۲۷ درصد رشد، از ۲۰۹۰ تریلیون ریال در سال ۱۳۹۰ به ۲۶۶۳ تریلیون ریال در سال ۱۳۹۵ رسید. در این میان، ارزبری فعالیت‌های اقتصادی برای واردات واسطه‌ای با ۲۱ درصد رشد از ۱۱۱۶ تریلیون ریال سال ۱۳۹۰ به ۱۳۴۷/۷تریلیون ریال در سال ۱۳۹۵ رسیده است.

جدول (۱) سهم عوامل مختلف در تغییرات ارزبری فعالیت‌های تولیدی کشور در سال‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. بر اساس یافته‌های تحقیق، تغییرات در سهم واردات در تولیدات فعالیت‌ها، ساختار اجزای محصول نهایی و مجموع محصول نهایی سبب افزایش ارزبری فعالیت‌های تولیدی در مدت مورد مطالعه شده است. در مقابل، تغییرات در ساختار واردات فعالیت‌ها، ساختار تولید، میزان تحرک آفرینی فعالیت‌ها در اقتصاد و ترکیب محصول نهایی، کاهش ارزبری فعالیت‌های تولیدی در این مدت را در پی داشته‌اند. با این حال، عملکرد فعالیت‌های تولیدی در هریک از عوامل مورد مطالعه با وضعیت کل فعالیت‌ها در اثر آن عوامل بعضا متفاوت است.

جدول ۱: اثر هر یک از عوامل در تغییرات ارزبری اقتصاد (تریلیون ریال)

عوامل	اثر عوامل در تغییرات ارزبری
ساختار واردات فعالیت‌ها (R)	-۲×۱۰^{-۱۴}
سهم واردات در تولیدات فعالیت‌ها ($\widehat{m^s}$)	۱۸۳/۶
ساختار تولید (L)	-۳۵/۷
میزان تحرک آفرینی فعالیت‌ها در اقتصاد (Z)	-۱۵/۳
ساختار اجزای محصول نهایی (S)	۱۴/۸
ترکیب محصول نهایی (T)	-۹/۷
مجموع محصول نهایی (O)	۹۳/۹
مجموع تغییرات واردات واسطه	۲۳۱/۷

منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی این موضوع، با توجه به رابطه (۱۷)، سهم عوامل موثر در تغییرات واردات واسطه‌ای در فعالیت‌های مختلف اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد: ارزبری اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۵ در مقایسه با سال ۱۳۹۰، مجموعاً ۲۳۱/۷ تریلیون ریال افزایش داشته است. در پژوهش حاضر این تغییرات ارزبری به ۷ عامل ساختاری تجزیه و اثر تغییر هر یک از عوامل در این تغییرات بررسی شده است. بر اساس نتایج تحقیق که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود، هریک از عوامل ساختار واردات فعالیت‌ها (R)، ساختار تولید (L)، میزان تحرک آفرینی فعالیت‌ها در اقتصاد (Z) و ترکیب

محصول نهایی (T) در فاصله سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ سبب کاهش ارزبری فعالیت‌های اقتصادی شده‌اند. در مقابل، عوامل سهم واردات در تولیدات فعالیت‌ها ($\widehat{m^s}$)، ساختار اجزای محصول نهایی (S) و مجموع محصول نهایی (O) سبب افزایش ارزبری فعالیت‌های تولیدی اقتصاد در سال‌های مورد مطالعه شده‌اند.

با این حال، همان‌طوری که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود، اثر تغییر در ساختار واردات فعالیت‌ها تاثیر بسیار ناچیزی بر تغییرات ارزبری اقتصاد داشته است. همچنین، سهم واردات در تولیدات فعالیت‌ها سبب بیشترین افزایش ارزبری فعالیت‌های تولیدی و در مقابل ساختار تولید سبب بیشترین کاهش در ارزبری فعالیت‌های تولیدی ایران در بازه‌ی مورد مطالعه شده است.

۵-۱- تغییرات در ساختار واردات واسطه در تولیدات فعالیت‌ها

ساختار واردات واسطه فعالیت‌ها با استفاده از رابطه (۹) و توضیحات آن محاسبه شده است. این عامل تغییر در ترکیب واردات کالاها و خدمات مورد استفاده در فعالیت‌ها را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج حاصل از رابطه (۱۷-۱) که در جدول (۱) هم نشان داده شده است، مجموع اثر تغییرات آن در دوره مورد مطالعه در همه فعالیت‌های اقتصادی بسیار ناچیز و قابل اغماض بوده است.

برای بررسی علت ناچیز بودن تاثیر این عامل در تغییرات واردات و ارزبری فعالیت‌ها، تاثیر این عامل در میزان ارزبری فعالیت‌های مختلف تولیدی در رابطه (۱۷-۱) مورد توجه قرار گرفته است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد به دلیل اندک بودن تغییر در ساختار واردات کالاها و خدمات مورد استفاده درفعالیت‌های تولیدی، تاثیر آن بر ارزبری فعالیت‌های تولیدی بسیار ناچیز بوده است. به این ترتیب، ناچیز بودن تاثیر کل این عامل بر اقتصاد به دلیل حذف اثرات مثبت و منفی این عامل در فعالیت‌های اقتصادی نیست.

جدول ۲: فعالیت‌های با بیشترین تاثیر مثبت و منفی از بابت تغییرات در ساختار واردات واسطه (تریلیون ریال)

فعالیت	تاثیر	رتبه	فعالیت	تاثیر	رتبه
ساختمان	۰/۳۴×۱۰^-۱۴	۱	تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر	-۰/۶۴×۱۰^-۱۴	۱
تولید محصولات فلزی ساخته شده، به جز ماشین آلات و تجهیزات	۰/۱۸×۱۰^-۱۴	۲	دفاع و امنیت	-۰/۴۱×۱۰^-۱۴	۲
سایر حمل‌ونقل زمینی	۰/۱۶×۱۰^-۱۴	۳	ساخت محصولات غذایی	-۰/۱۹×۱۰^-۱۴	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با این حال، تغییرات در ساختار واردات واسطه منجر به افزایش ناچیز در ارزبری ۴۰ فعالیت و کاهش ارزبری در ۳۸ فعالیت تولیدی شده است. در این میان، فعالیت‌های «ساختمان»، «تولید محصولات فلزی ساخته شده، به جز ماشین آلات و تجهیزات» و «سایر حمل و نقل زمینی» به ترتیب بیشترین افزایش ارزبری را داشته‌اند. در مقابل، فعالیت‌های «تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر»، «دفاع و امنیت» و «ساخت محصولات غذایی» به ترتیب با بیشترین کاهش ارزبری در اثر تغییر در ساختار واردات واسطه‌ای روبرو بوده‌اند.

۵-۲- تغییرات در سهم واردات واسطه در تولیدات فعالیت‌ها

سهم واردات واسطه در تولیدات فعالیت‌ها نشان می‌دهد که هر فعالیت از اقتصاد به طور مستقیم تا چه میزان به واردات واسطه برای تولید محصولات خود نیازمند است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد، کالاهای وارداتی به ترتیب بیشترین سهم را در تولیدات فعالیت‌های «تولید روغن‌ها و چربی‌های گیاهی و حیوانی»، «تولید فرآورده‌های توتون و تنباکو (سیگار)» و «تولید منسوجات» در سال ۱۳۹۰ داشته است. به طوری که بیش از ٪۲۰ از هزینه تولیدات این فعالیت‌ها را مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای خارجی تشکیل داده است. همچنین کالاها و خدمات وارداتی به ترتیب بیشترین سهم را در تولیدات فعالیت‌های «تولید روغن‌ها و چربی‌های گیاهی و حیوانی»، «فعالیت‌های اداری و خدمات پشتیبانی» و «تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر» در سال ۱۳۹۵ داشته است.

جدول ۳: فعالیت‌های با بیشترین تاثیر مثبت و منفی از بابت تغییرات در سهم واردات واسطه (تریلیون ریال)

فعالیت	تاثیر	رتبه	فعالیت	تاثیر	رتبه
تولید گاز؛ توزیع سوخت‌های گازی از طریق شاه لوله	۳۶/۲	۱	پرورش حیوانات	-۵۴	۱
دفاع و امنیت	۳۵/۱	۲	تولید آهن و فولاد پایه	-۲۸/۹	۲
استخراج نفت خام و گاز طبیعی	۳۴/۱	۳	تولید مواد شیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی	-۲۴/۸	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

یافته‌های حاصل از به‌کارگیری رابطه (۱۷-۲) پژوهش حاکی از آن است که در اثر تغییرات در سهم واردات واسطه در تولیدات فعالیت‌ها، فعالیت‌های «تولید گاز؛ توزیع سوخت‌های گازی از طریق شاه لوله»، «دفاع و امنیت» و «استخراج نفت خام و گاز طبیعی» به ترتیب بیشترین افزایش ارزبری و فعالیت‌های «پرورش حیوانات»، «تولید آهن و فولاد پایه» و «تولید مواد شیمیایی و

فرآورده‌های شیمیایی» به ترتیب بیشترین کاهش ارزبری را شاهد بوده‌اند. بر اساس همین نتایج، در اثر تغییر این عامل در بازه‌ی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵، ۴۶ فعالیت اقتصاد ایران با افزایش ارزبری و ۳۲ فعالیت آن با کاهش ارزبری مواجه بوده‌اند.

۵-۳- تغییرات در فن‌آوری (ساختار) تولید فعالیت‌های اقتصادی

درایه‌های ماتریس ساختار تولید (L) از تقسیمِ درایه‌های معکوس ماتریس لئونتیف بر سرجمع ستونی همان ماتریس یعنی پیوند کلی پسین در رابطه (۱۱) به دست آمده است. با تغییر فناوری تولید، نسبت نهاده مورد نیاز هر فعالیت از تولیدات فعالیت‌های تولیدی تغییر می‌کند. نتایج تغییرات این عامل با استفاده از رابطه (۳-۱۷) محاسبه شده است که فعالیت‌هایی از آن در جدول (۴) مشاهده می‌شود.

جدول ٤: فعالیت‌های با بیشترین تاثیر مثبت و منفی از بابت تغییرات در فن‌آوری تولید (میلیون ریال)

فعالیت	تاثیر	رتبه	فعالیت	تاثیر	رتبه
ساخت کُک و فرآورده‌های حاصل از پالایش نفت و تولید سایر فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت (غیر پالایشگاه‌ها)	۱۱/۵	۱	تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر	-۱۷/۸	۱
ساخت محصولات غذایی	۶/۶	۲	پرورش حیوانات	-۱۶/۳	۲
فعالیت‌های خدمات مالی، بجز تامین وجوه بیمه و بازنشستگی	۶/۵	۳	ساختمان	-۱۵/۱	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

تاثیر تغییر در ساختار تولید بر ارزبری ۴۰ فعالیت از فعالیت‌های اقتصادی منفی (کاهشی) و بر ارزبری ۳۸ فعالیت دیگر مثبت (افزایشی) بوده است. در میان این فعالیت‌ها، فعالیت‌های «ساخت کُک و فرآورده‌های حاصل از پالایش نفت و تولید سایر فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت (غیر پالایشگاه‌ها)»، «ساخت محصولات غذایی» و «فعالیت‌های خدمات مالی، بجز تامین وجوه بیمه و بازنشستگی» به ترتیب بیشترین افزایش ارزبری را در اثر تغییرات فناوری تولید داشته‌اند. این بدان معناست که در اثر تغییراتی که در ساختار تولید این فعالیت‌ها ایجاد شده است، سهم نهاده‌ها در تولید تغییر کرده است. در اثر تغییر سهم این نهاده‌ها، ارز مورد نیاز برای واردات کالاهای واسطه در مقایسه با دیگر فعالیت‌های تولیدی افزایش بیشتری یافته است. در مقابل، فعالیت‌های «تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر»، «پرورش حیوانات» و «ساختمان» در اثر تغییرات فناوری تولید، به ترتیب بیشترین کاهش ارزبری را بین سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ شاهد بوده‌اند. به عبارت دیگر، تغییرات

ساختاری این فعالیت‌های تولیدی سبب کاهش بیشتر وابستگی این فعالیت‌ها در مقایسه با دیگر فعالیت‌ها به خارج شده است.

۵-٤- تغییرات در تحرک آفرینی فعالیت‌های اقتصادی

شاخص تحرک‌آفرینی فعالیت‌ها که در حقیقت از جمع ستونی معکوس ماتریس لئونتیف به‌دست می‌آید، نیاز مستقیم و غیر مستقیم یک فعالیت به تولیدات فعالیت‌های مختلف برای تولید یک واحد محصول نهایی را نشان می‌دهد. از آن‌جا که این نیاز به صورت تقاضا از فعالیت‌های تولیدی نمود پیدا می‌کند، شاخص تحرک‌آفرینی نامیده می‌شود. به این ترتیب، تغییرات در تحرک‌آفرینی می‌تواند از طریق تغییرات در تقاضا برای تولیدات فعالیت‌ها سبب تغییرات در واردات کالاها و خدمات و ارزبری آن‌ها شود.

جدول ۵: فعالیت‌های با بیشترین تاثیر مثبت و منفی از بابت تغییرات در تحرک آفرینی (تریلیون ریال)

فعالیت	تاثیر	رتبه	فعالیت	تاثیر	رتبه
ساختمان	۱۴	۱	تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر	-۲۱	۱
بهداشت عمومی	۲/۷	۲	ساخت کُک و فرآورده‌های حاصل از پالایش نفت و تولید سایر فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت (غیرپالایشگاه‌ها)	-۷/۴	۲
فعالیت های خدماتی مربوط به غذا و آشامیدنی (رستوران)	۲/۶	۳	دفاع و امنیت	-۶/۹	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

در فاصله‌ی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵، ۴۴ فعالیت با کاهش میزان تحرک‌آفرینی و ۳۴ فعالیت با افزایش میزان تحرک‌آفرینی روبرو شده‌اند. در این میان فعالیت‌های «بیمه، بیمه اتکایی و تامین وجوه بازنشستگی بجز تامین اجتماعی اجباری»، «تولید فرآورده‌های لاستیکی و پلاستیکی» و «خدمات دلالان املاک و مستغلات»، به ترتیب بیشترین افزایش تحرک‌آفرینی و فعالیت‌های «استخراج سایر معادن»، «تولید، انتقال و توزیع برق»، «استخراج زغال سنگ و زغال قهوه‌ای» و «حمل و نقل هوایی» به ترتیب بیشترین کاهش تحرک‌آفرینی را در بازه‌ی مورد مطالعه داشته‌اند.

نتایج حاصل از به‌کارگیری رابطه (۱۷-۴) حاکی از آن است که فعالیت‌های «ساختمان»، «بهداشت عمومی» و «فعالیت‌های خدماتی مربوط به غذا و آشامیدنی (رستوران)» به ترتیب با بیشترین افزایش ارزبری ناشی از تغییرات تحرک‌آفرینی فعالیت‌های اقتصادی روبرو بوده‌اند. در مقابل، فعالیت‌های «تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر»، «ساخت کُک و فرآورده‌های حاصل از

پالایش نفت و تولید سایر فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت (غیر پالایشگاه‌ها)» و «دفاع و امنیت» به ترتیب با بیشترین کاهش ارزبری ناشی از تغییرات این عامل مواجه بوده‌اند.

۵-۵- تغییرات در ساختار اجزای محصول نهایی

ساختار محصول نهایی ماتریسی است که سطرهای آن را ۷۸ فعالیت اقتصادی و ستون‌های آن را اجزای محصول نهایی (یعنی مصارف خانوار، مصارف دولت، تشکیل سرمایه و صادرات) تشکیل می‌دهند. برای این منظور، ساختار اجزای محصول نهایی در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ و تغییرات ساختار اجزای محصول نهایی در بازه‌ی مذکور محاسبه شده است. تغییرات در ساختار اجزای محصول نهایی می‌تواند به عواملی چون تغییرات الگوی مصرف خانوارها، سیاست‌های هزینه‌ای دولت، نوع سرمایه‌گذاری و ترکیب کالاهای صادراتی کشور مربوط باشد.

جدول ٦: فعالیت‌های با بیشترین تاثیر مثبت و منفی از بابت تغییرات در ساختار محصول نهایی (تریلیون ریال)

فعالیت	تاثیر	رتبه	فعالیت	تاثیر	رتبه
اداره امور عمومی	۵۲/۵	۱	ساخت محصولات غذایی	-۳۹/۲	۱
پرورش حیوانات	۱۱	۲	ساخت کُک و فرآورده‌های حاصل از پالایش نفت و تولید سایر فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت (غیر پالایشگاه‌ها)	-۲۰/۵	۲
تولید فرآورده‌های لاستیکی و پلاستیکی	۷/۹	۳	تولید گاز؛ توزیع سوخت‌های گازی از طریق شاه لوله	-۱۹/۶	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

محاسبات انجام شده با استفاده از رابطه (۱۷-۵) نشان می‌دهد که تغییرات در ساختار اجزای محصول نهایی در مجموع، منجر به افزایش ارزبری در ۴۹ فعالیت و کاهش ارزبری در ۲۹ فعالیت تولیدی دیگر شده است. همان‌طور که در جدول (۶) مشاهده می‌شود، در بازه‌ی سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵، فعالیت‌های «اداره امور عمومی»، «پرورش حیوانات» و «تولید فرآورده‌های لاستیکی و پلاستیکی» به ترتیب با بیشترین افزایش ارزبری در اثر تغییرات ساختار اجزای محصول نهایی مواجه بوده‌اند. در مقابل، تغییرات در این عامل، به ترتیب بیشترین کاهش را در ارزبری فعالیت‌های «ساخت محصولات غذایی»، «ساخت کُک و فرآورده‌های حاصل از پالایش نفت و تولید سایر فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت (غیر پالایشگاه‌ها)» و «تولید گاز؛ توزیع سوخت‌های گازی از طریق شاه لوله» به همراه داشته است.

۵-۶- تغییرات در ترکیب محصول نهایی

تغییرات در ترکیب محصول نهایی، یکی از عواملی است که منجر به تغییرات در ارزبری فعالیت‌های اقتصاد می‌شود. این ترکیب در قالب یک برداری ستونی ۵ در ۱ مورد توجه قرار گرفته است که در سطرهای آن، سهم مصارف خانوار، مصارف دولت، تشکیل سرمایه، صادرات و واردات هر سال در محصولات نهایی مشخص شده است. نتایج پژوهش با استفاده از رابطه (۱۷-۶) حاکی از آن است که در اثر تغییر در ترکیب محصول نهایی، در مجموع ۲۹ فعالیت با افزایش ارزبری و ۴۹ فعالیت هم با کاهش ارزبری روبه‌رو شده‌اند. در این میان فعالیت‌های «استخراج نفت خام و گاز طبیعی»، «کاشت محصولات (زراعت و باغداری)» و «تولید روغن‌ها و چربی‌های گیاهی و حیوانی» به ترتیب بیشترین افزایش ارزبری را در اثر تغییر در ترکیب محصول نهایی تجربه کرده‌اند. در مقابل، فعالیت‌های «دفاع و امنیت»، «اداره‌ی امور عمومی» و «تولید تجهیزات برقی» به ترتیب بیشترین کاهش ارزبری را در اثر تغییرات ترکیب محصول نهایی داشته‌اند.

جدول ۷: فعالیت‌های با بیشترین تاثیر مثبت و منفی از بابت تغییرات در ترکیب محصول نهایی (تریلیون ریال)

فعالیت	تاثیر	رتبه	فعالیت	تاثیر	رتبه
استخراج نفت خام و گاز طبیعی	۹/۷	۱	دفاع و امنیت	-۱۱/۳	۱
کاشت محصولات (زراعت و باغداری)	۶/۴	۲	اداره‌ی امور عمومی	-۹/۲	۲
تولید روغن‌ها و چربی‌های گیاهی و حیوانی	۶/۳	۳	تولید تجهیزات برقی	-۴/۷	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۷- تغییرات در محصول نهایی

مجموع محصول نهایی در اقتصاد نیز از جمله عواملی است که تغییرات آن، بر تغییرات ارزبری فعالیت‌های اقتصادی موثر است. یافته‌های حاصل از به‌کارگیری رابطه (۱۷-۷) نشان می‌دهند که افزایش محصول نهایی بین سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ منجر به افزایش ارزبری همه‌ی فعالیت‌های اقتصادی شده است. لذا تغییر در محصول نهایی، بر تغییرات ارزبری همه‌ی فعالیت‌های اقتصاد اثر مثبت داشته است. مجموع محصول نهایی بین سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵، ۱۰۸۶/۴ تریلیون ریال (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵) افزایش داشته است. این افزایش در محصول نهایی، منجر به افزایش ارزبری فعالیت‌های مختلف اقتصاد شده است. در این میان، فعالیت‌های «تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر»، «ساختمان» و «دفاع و امنیت» بین فعالیت‌های اقتصاد، به ترتیب بیشترین افزایش را از تغییر در محصولات نهایی داشته‌اند. در مقابل، فعالیت‌های «استخراج زغال سنگ و زغال قهوه‌ای»،

«فعالیت دامپزشکی» و «جنگلداری و بریدن درختان» هم به ترتیب کمترین افزایش را در این تغییرات داشته‌اند.

جدول ۸: فعالیت‌های با بیشترین و کمترین افزایش از بابت تغییرات در محصولات نهایی (تریلیون ریال)

فعالیت	تاثیر	رتبه	فعالیت	تاثیر	رتبه
تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر	۱۱/۲	۱	استخراج زغال سنگ و زغال قهوه‌ای	۰/۰۰۷	۱
ساختمان	۱۰/۳	۲	فعالیت دامپزشکی	۰/۰۰۸	۲
دفاع و امنیت	۵/۲	۳	جنگلداری و بریدن درختان	۰/۰۱	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

٦- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش علاوه بر بررسی میزان تغییرات ارزبری فعالیت‌های اقتصاد ایران از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۵، سهم عوامل مختلف در این تغییرات را هم محاسبه کرده است. برای این کار، از رویکرد تحلیل تجزیه‌ی ساختاری در الگوی داده-ستانده استفاده شده است. به همین منظور از جدول داده-ستانده آماری مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۰ و جدول داده-ستانده آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در سال ۱۳۹۵ استفاده شده است. برای به کارگیری مدل مورد استفاده، ابتدا جدول داده-ستانده فعالیت در سال ۱۳۹۰ محاسبه شده است. در مرحله بعدی با تبدیل جدول به قیمت سال ۱۳۹۵، امکان مقایسه دو جدول فراهم شده است.

برای مقایسه جدول‌های مذکور، ابعاد دو جدول با توجه به استاندارد بین‌المللی طبقه‌بندی صنایع[1]، همسان‌سازی شده است. کدهای ISIC مربوط به یک سیستم بین‌المللی استاندارد هستند که برای دسته بندی صنایع مختلف بر مبنای نوع فعالیت اقتصادی (همان بخش‌های اقتصادی) به کار می‌روند. به این ترتیب، دو جدول متقارن با ابعاد ۷۸ فعالیت مبنای محاسبات قرار گرفته است. در نهایت به کمک رویکرد تحلیل تجزیه‌ی ساختاری، اثر هر یک از عوامل ساختار واردات فعالیت‌ها (R)، سهم واردات در تولیدات فعالیت‌ها ($\widehat{m^s}$)، ساختار تولید (L)، میزان تحرک آفرینی فعالیت‌ها در اقتصاد (Z)، ساختار اجزای محصول نهایی (S)، ترکیب محصول نهایی (T) و مجموع محصول نهایی (O) بر تغییرات ارزبری فعالیت‌ها از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ محاسبه شده است.

---

[1]. International Standard of Industry Classification (ISIC)
کدهای ISIC یک استاندارد بین‌المللی طبقه‌بندی صنایع هستند که برای دسته‌بندی صنایع مختلف بر مبنای نوع فعالیت اقتصادی (یا همان بخش‌های اقتصادی) به کار می‌روند.

تولیدات کل کشور در سال ۱۳۹۰ به قیمت سال ۱۳۹۵، ۲۱۹۲۰ تریلیون ریال بوده است. این رقم در سال ۱۳۹۵، با ۶ درصد رشد به ۲۳۲۶۲ تریلیون ریال رسیده است. این در حالی است که ارزبری فعالیت‌های اقتصادی برای واردات واسطه‌ای با ۲۱ درصد رشد از ۱۱۱۶ تریلیون ریال در سال ۱۳۹۰ به ۱۳۴۷/۷ تریلیون ریال در سال ۱۳۹۵ رسیده است.

نتایج محاسبات نشان می‌دهد که در میان عوامل مورد مطالعه، اثر تغییر در ساختار واردات واسطه بر تغییرات ارزبری فعالیت‌ها بین سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ بسیار ناچیز بوده است. با این حال، تغییر در سه عامل ساختار تولید، میزان تحرک‌آفرینی فعالیت‌ها در اقتصاد و ترکیب محصول نهایی سبب کاهش ارزبری اقتصاد در بازه‌ی مورد مطالعه شده است. در مقابل، تغییر در عوامل سهم واردات در تولیدات فعالیت‌ها، ساختار اجزای محصول نهایی و مجموع محصولات نهایی منجر به افزایش ارزبری فعالیت‌های تولیدی شده‌اند. در این میان، تغییرات در ساختار تولید مهم‌ترین عامل کاهش ارزبری و تغییرات در سهم واردات در تولیدات فعالیت‌ها، عامل اصلی در افزایش ارزبری فعالیت‌های تولیدی ایران بوده است.

همچنین یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که افزایش تولید محصول نهایی بین سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ منجر به افزایش ارزبری همه‌ی فعالیت‌های اقتصادی شده است. در سطح فعالیت‌های تولیدی هم فعالیت «اداره‌ی امور عمومی»، با ۵۱/۱ تریلیون ریال افزایش ارزبری بیشترین افزایش را در بین ۷۸ فعالیت تولیدی کشور داشته است. در مقابل، فعالیت «پرورش حیوانات»، با ۵۴/۲- تریلیون ریال کاهش ارزبری، بیشترین کاهش را در ارزبری فعالیت‌های تولیدی کشور داشته است.

References

Abrishami, H. Mehrara, M. & Mohseni, R. (2005). "The Effect of Trade Liberalization on the Balance of Trade and the Balance of Payments (An Econometric Approach)". Knowledge and Development **17**(2): 11-38. (In Persian)

Alam, S. (2012). "A Reassessment of Pakistan's Aggregate Import Demand Function: An Application of ARDL Approach". Journal of Developing Areas **46**(1): 367-384.

Central Bank of Islamic Republic of Iran (2022). The Input-Output Table of Iran's Economy for the Year 2016. https://www.cbi.ir/simplelist/2861.aspx. (In Persian)

Harvarani, H. (2017). *Autopsy of Major Imported Items in 2014*, Tehran, Islamic Parliament Research Center (In Persian)

Hemphil, W. (1974). "The Effect of Foreign Exchange Receipts on Import of Less

Developed Countries". IMF Staff Papers. Vol.11, New York: Elsevier.
Jafari Samimi, A. Azami, K. & Aziziyan, J. (2015). "The Effect of Macroeconomics Variables Uncertainty on Import of Selected Developing Countries". Quarterly Journal of Quantitative Economics **12**(3): 27-49. (In Persian)
Jiang, S. (2022). "Exchange Rate Fluctuations and the Quality of Products Imported by Chinese Manufacturing Firms". Emerging Markets Finance & Trade **58**(10): 2751-2763.
Jiranyakul, K. (2013). "Exchange Rate Uncertainty and Import Demand of Thailand". Asian Economic and Financial Review **3**(10): 1269-1280 .
Lotfalipour, M.-R. Zeynaliyan, A. & Ashrafi, N. (2013). "The Effect of Tariff Barriers Reduction on Aggregate Import of Goods in Iran: Using ARDL Bounded Test". Economic Strategy **1**(3): 119-147. (In Persian)
Mankiw, N. G. (2009). *Brief Principles of Macroeconomics*, Fifth Edition, USA, Cengage Learning.
Salvatore, D. (2007). *International Economics*, *International Trade*, Hamidreza Arbab (Translator), Tehran, Ney Publications. (In Persian)
Smith, A. (1776). *The Wealth of Nations*, Sirous Ebrahimzadeh (Translator), Tehran, Payam Publications. (In Persian)
Statistical Center of Iran (2017). The Input-Output Table of Iran's Economy for the Year 2011.
Statistical Center of Iran (n d). Production and Added Value of Activities at a Fixed and Current Price in Different Years. https://www.amar.org.ir/
Subrana, K. S. (1998). "Exchange Rate Uncertainty & Foreign Trade for a Developing Country: An Empirical Analysis". The Indian Economic Journal **45**(3): 51-65.
Panshak, Y. Civcir, I. & Ozdeser, H. (2021). "Is the Nigerian Economy Balance-of-Payments Constrained? Empirical Evidence from Multi-Sectoral Model with Intermediate Imports". Journal of International Trade & Economic Development **30**(2): 295-318.
Toufighi, H. & Mehrabian, A. (2003). "A Survey on Effective Factors on Demand of Consumption, Capital and Intermediate Goods". Iranian Journal of Economic Research **4**(13): 57-74. (In Persian)
Ssozi, J. & Paz, L. S. (2021). "The Effects of Chinese Imports on Female Workers in the Brazilian Manufacturing Sector". The Journal of Development Studies **57**(5): 807-823.
Yadollah, D. & Nazari, R. (2010). "The Analysis of the Demand Function of Import in Iranian Economy for the Period, 1353-86". Quarterly Journal of Quantitative Economics **7**(1): 1-22. (In Persian)
Yollah, R. & Ahmady, S. (2010). "Investigating the Effect of Devaluation of Rial on Iran's Imports: Case Studied During the Period 1959-2010". Applied Economics **1**(3): 27-47. (In Persian)
Yousefvand, S. Horry, H.-R. & Jalaee, S.-A. (2020). "The Effect of Globalization on the Gross Terms of Trade of Consumption, Intermediate and Capital Goods, Using Simultaneous Model: Evidence from Iran". Journal of Development and Capital **3**(2): 7-28. (In Persian)

Zhang, D. (2020). "The Impact of Exchange Rate on US Imports of Salmon". The International Trade Journal **34**(2): 201-221.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 308-338

Investigating the technical and scale efficiency of energy input consumption of manufacturing industries in Iran after the subsidy targeting law

Iman Shaker Ardakani[1], Mehdi Emami Meybodi* [2]

Received: 28-04-2023 Accepted: 19-09-2023

Extended Abstract

Purpose: Economic growth is influenced by two factors including the accumulation of production factors and the increase in efficiency. Efficiency is one of the important issues of the economy. Although its improvement is necessary for all countries, it is of double importance in developing countries, due to the lack of superior technology and more waste of resources and production inputs. Since the industry sector constitutes a high share of the gross domestic product and is of great importance due to its previous and subsequent connections with other economic sectors, the improvement of efficiency in this sector can lead to an increase in employment, production, and income in the entire economy. The industry sector is one of the significant energy-consuming sectors in every country, and the improvement of energy efficiency as one of the important policy tools plays an essential role in the growth of the industry. Therefore, this study examines the technical efficiency and scale of energy consumption of the industries in the provinces of the country. To this end, the non-parametric method of Data Envelopment Analysis (DEA) is used. Also, the issue of targeting energy subsidies in 2019 has had a significant impact on the cost of energy consumption in the industrial sector of the country. On this basis, the present study analyzes the technical efficiency of energy in the years after the implementation of this law. Considering the difference in the share of energy consumption according to the type of energy carriers at the industry level, we have considered four leading energy carriers for the calculation of efficiency.

Methodology: The research steps include defining an appropriate model for calculating technical efficiency, determining the type of DEA model in terms of input or output-

[1]. Assistant Professor, Humanities and Social Sciences Faculty, Ardakan University, Yazd, Iran. Email: i.shaker@Ardakan.ac.ir

[2]. Corresponding Author. Assistant Professor, Humanities Faculty, Meybod University, Yazd, Iran. Email: emami@meybod.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 308-338

oriented and the type of efficiency with regard to scale, collecting, calculating the technical efficiency and the scale of the industrial sector of each province, and finally analyzing the results. Data envelopment analysis (DEA) is a non-parametric linear programming method for evaluating the efficiency of decision-making units (DMU). The main advantage of this method compared to parametric methods such as the stochastic boundary function is that the shape of the distribution function and the production relations do not create a limit for it. In addition to technical efficiency, scale efficiency can be obtained for all units by calculating the ratio of technical efficiency in the state of constant efficiency to technical efficiency in the state of variable efficiency. The researchers used the input-oriented multi-stage DEA model with six inputs and one output to determine the technical efficiency and the energy consumption scale efficiency of the industrial sector in 31 provinces. In this model, the variables of labor force (people), formation of real fixed capital (million rials), consumption of natural gas, diesel, fuel oil and electricity (barrels equivalent of crude oil) in the industry sector of each province are the inputs, and the actual output of the industry sector (million rials) in each province is considered as the output.

Findings and Discussion: The results of technical and scale efficiency scores of industries in the provinces analyzed with the multi-stage DEA model during the years 2011-2019 show that, in 2011 (the beginning of the subsidies targeting), only active manufacturing industries in the provinces of Isfahan, Ilam, Bushehr, Tehran, Khorasan Razavi, North Khorasan, Khuzestan, Sistan and Baluchistan, Kermanshah, Kohgiluyeh and Boyer Ahmad, Gilan, Markazi, and Hormozgan were technically efficient. The inefficiency was higher in Lorestan, Golestan, Yazd, and West Azerbaijan provinces. Also, over time, when the effect of the increase in the price of energy carriers became more evident in the subsidy targeting law, the technical efficiency was relatively improved in most of the provinces. The noteworthy point here is that, among the efficient provinces, Tehran, Bushehr, Khuzestan, and Hormozgan have had the highest share of energy consumption. Ilam, Sistan and Baluchistan, Kahgiluyeh and Boyar Ahmad provinces are among the provinces with the lowest energy shares. The industrial province of Yazd, despite having being the fourth place in energy consumption in the industry sector (about 7 percent share) after West Azarbaijan Province, has the lowest average technical efficiency score. This shows that, in this province, planning is required for extensive changes in various sectors of industry in order to increase the efficiency in Energy consumption. The evaluation of the efficiency of the scale of the industries in the country's provinces shows that, in 2014 and the beginning of the law of targeting the subsidies, the industry sector of the provinces of Isfahan, Bushehr, Tehran, Sistan and Baluchistan, Fars, Kermanshah, Gilan, Markazi, Hormozgan worked on an optimal scale, but the other provinces had inefficient scales. Among the inefficient provinces, the intensity of scale inefficiency in Ilam Province was higher than that in the other provinces, which indicates that the size of its production organization is not optimal and

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 308-338

it can move towards an efficient scale by changing the size. This is despite the fact that, after the year 2019, a relative improvement in the scale efficiency score occurred for most of the provinces. In the last year, active manufacturing industries in the provinces of Ardabil, Alborz, Bushehr, Tehran, Khuzestan, Sistan and Baluchistan, Kurdistan, Kermanshah, Markazi, Hormozgan and Yazdbenefited from the efficiency of the scale.

Conclusion and Policy Implications: In DEA models, for each inefficient unit, an efficient unit or a combination of two or more efficient units is introduced as a reference unit. In this regard, each inefficient unit should be compared with an efficient unit to reach the efficiency limit. Therefore, the reference unit should be similar in size and structure to the inefficient units that measure it. In this regard, the seven provinces of Ilam, Bushehr, Tehran, Khuzestan, Sistan and Baluchistan, Kohgiluyeh Boyer Ahmad and Hormozgan are considered as reference units for the other provinces of the same level in terms of the size and structure of the industry to improve efficiency. In terms of policy-making, it is suggested that the technical efficiency score of the provinces be supported by the government and its projects for the industry sector through the allocation of low-interest loans, industrial subsidies, tax exemptions, etc.

Keywords: Scale Efficiency, Technical Efficiency, Manufacturing Industries, Multi-Stage DEA, Iran.

JEL Classification: L60, D22, Q4.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: ۳۰۸-۳۳۸

بررسی کارایی فنی و مقیاس مصرف نهاده‌های انرژی صنایع کارخانه‌ای استان‌های کشور پس از اجرای قانون هدفمندکردن یارانه‌ها

ایمان شاکر اردکانی[۱]، مهدی امامی میبدی*[۲]

دریافت: ۰۸-۰۲-۱۴۰۲ پذیرش: ۲۸-۰۶-۱۴۰۲

چکیده

امروزه بخش صنایع کشورها در حال رقابت شدید با یکدیگر همواره تلاش می کنند با بهبود مدیریت، تکنولوژی و تولید در مقیاس مناسب، وضعیت خود را ارتقا دهند. در این میان با توجه به اهمیت انرژی، سنجش کارایی انرژی صنایع کارخانه‌ای ایران به خصوص در سال‌های پس از هدفمندی یارانه‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بر این اساس، مطالعه حا ضر با ا ستفاده از روش تحلیل پو ششی داده‌ها (DEA) چند مرحله‌ای، کارایی فنی و مقیاس صنایع کارخانه‌ای را به تفکیک استان‌ها طی دوره ۹۸-۱۳۹۰ مورد تحلیل قرار داده است. نتایج بیانگر این است که متوسط کارایی فنی برای همه استان‌ها طی دوره مذکور ۰/۸۶ و دارای روندی صعودی بعد از اجرای قانون هدفمندی بوده است. همچنین بر حسب کارایی مقیاس، تنها صنایع پنج استان بوشهر، تهران، سیستان و بلوچستان، مرکزی و هرمزگان طی دوره مورد بررسی در مقیاس بهینه عمل کرده‌اند. از حیث سیا ست گذاری، پیشنهاد می شود ا ستان‌های دارای ناکارایی فنی با در نظر گرفتن ا ستان‌های کارا و مشابه به لحاظ ساختار صنعتی و مصرف انرژی، با ارتقاء سطح تکنولوژی و بهبود بهره‌وری عوامل مختلف در مسیر کارایی حرکت کنند.

واژگان کلیدی: کارایی مقیاس، کارایی فنی، صنایع کارخانه‌ای، تحلیل پو ششی داده‌ها چند مرحله‌ای، ایران.

طبقه‌بندی JEL: L6، D22، O4.

[۱]. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه اردکان، یزد، ایران. i.shaker@Ardakan.ac.ir

[۲]. نویسنده مسئول. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه میبد، یزد، ایران. emami@meybod.ac.ir

۱- مقدمه

رشد اقتصادی تحت تأثیر دو عامل انباشت عوامل تولید و افزایش در کارایی است. کارایی یکی از موضوعات مهم اقتصاد است که، از یک طرف می‌توان نهادهٔ کمتری برای تولید فعلی به کار گرفت و از طرف دیگر کاهش هزینه‌های تولید، افزایش تولید با نهاده‌های فعلی، افزایش فروش و نهایتاً کسب سود بیشتر را به دنبال خواهد داشت. اگرچه بهبود کارایی برای همه کشورها امری ضروری است، اما در کشورهای در حال توسعه به علت نداشتن تکنولوژی برتر و اتلاف بیشتر منابع و نهاده‌های تولید از اهمیت دو چندان برخودار است (زراءنژاد، ۱۳۹۱).

بخش صنعت سهم بالایی از تولید ناخالص داخلی را تشکیل داده و به دلیل ارتباطات پیشین و پسین با سایر بخش‌های اقتصادی از اهمیت بسیاری برخوردار است. لذا استفاده صحیح و بهینه از امکانات و منابع در این بخش می‌تواند به رشد و توسعه سایر بخش‌ها نیز کمک نماید (عربشاهی دلوئی، ۱۳۹۹). به عبارتی، ارتقای کارایی در این بخش، می‌تواند منجر به افزایش اشتغال، تولید و درآمد در کل اقتصاد شود.

در حوزه صنعت، بخش صنایع کارخانه‌ای[1] در اولویت قرار داشته به طوری که، یکی از علل عقب‌ماندگی کشورها را عدم رشد مناسب این بخش در جهت پیشبرد اهداف اقتصادی می‌دانند (یوسفی و همکاران، ۱۳۹۹). بنابراین، صنایع کارخانه‌ای را می‌توان موتور رشد و توسعه اقتصادی و زمینه‌ساز پایداری آن دانست (یونیدو[2]، ۲۰۰۷).

به دلیل جهانی شدن اقتصاد، بخش صنایع کشورها در حال رقابت شدید با یکدیگر و برای تصاحب بازارهای جهانی هستند و تلاش می‌کنند، با بهبود مدیریت، تکنولوژی و تولید در مقیاس مناسب، وضعیت خود را در این رقابت تنگاتنگ جهانی ارتقا دهند. یکی از ملزومات رشد صنایع، دسترسی کافی به نهاده‌های تولید یعنی انرژی است و استفاده بیشتر از آن با افزایش آلودگی محیط زیستی و هزینه‌های نهایی فزاینده ناشی از استخراج و واردات همراه است، بنابراین ضرورت دارد در راستای استفاده کارآمد از آن‌ها، همواره روند شاخص‌های کارایی را رصد نمود.

به طورکلی کارایی مطلوب‌ترین معیار سنجش عملکرد صنعتی در هر کشوری به حساب

---

1. Manufacturing Industries
2. Unido (2007)

می‌آید. کشورهایی که افزایش کارایی بخش‌های تولیدی خود را مورد توجه قرار داده‌اند به رشد سریع‌تر و پایدارتری دست یافته‌اند (بارلسمن[1]، ۲۰۱۳). در حقیقت یکی از دلایل عقب ماندگی کشورهای در حال توسعه، پایین بودن سطح کارایی و بهره‌وری بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش صنعت آن‌ها است (پورتر[2]، ۱۹۹۸).

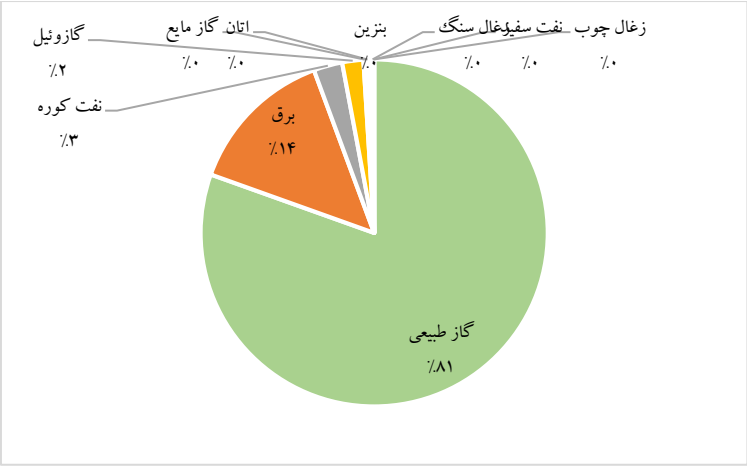
بخش صنعت، یکی از بخش‌های عمده مصرف‌کننده انرژی در هر کشور است که ارتقای کارایی انرژی به عنوان یکی از ابزارهای مهم سیاست‌گذاری نقش مهمی در رشد صنعت ایفا می‌کند (ابراهیمی، ۱۳۹۰). با توجه به اهمیت سنجش کارایی در صنایع کارخانه‌ای لازم است تا در این زمینه مطالعات جامعی صورت گیرد. از این رو این مطالعه کارایی فنی و مقیاس مصرف انرژی صنایع کارخانه‌ای را در استان‌های کشور، با استفاده از روش ناپارامتریک تحلیل پوشش داده‌ها[3] (DEA)، مورد بررسی قرار می‌دهد. همچنین، موضوع هدفمندی یارانه‌های انرژی[4] در سال ۱۳۸۹، تأثیر قابل توجهی بر هزینه مصرف انرژی در بخش صنعت کشور داشته است، که بر این اساس، در مطالعه حاضر، کارایی فنی انرژی در سال‌های پس از اجرایی شدن این قانون تحلیل شده است. میزان مصرف انرژی به تفکیک نوع حامل‌های انرژی در سطح بخش صنعت کشور در سال ۱۳۹۸ نیز در نمودار ۱ نمایش داده شده است. بالاترین سهم مصرف حامل‌های انرژی به ترتیب به گاز طبیعی، برق، نفت

---

1. Bartlesman (2013)
2. Porter (1998)
3. Data Envelopment Analysis (DEA)

۴. قانون هدفمندی یارانه‌ها که در دی ماه ۱۳۸۸ به تصویب مجلس شورای اسلامی رسیده است، مشتمل بر شانزده ماده و شانزده تبصره است. این قانون بر حذف یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی و کالاهای اساسی تأکید دارد، به‌نحوی‌که بر اساس آن قیمت بنزین، نفت، نفت کوره و نفت سفید، گاز مایع و سایر مشتقات نفتی باید پس از برنامه پنج‌ساله پنجم به بالاتر از ۹۰ درصد قیمت‌های فوب خلیج فارس، قیمت گاز طبیعی به بالاتر از ۷۵ درصد قیمت گاز صادراتی و قیمت سایر موارد تا میزان بهای تمام‌شده افزایش یابد. بر اساس این قانون، دولت مجاز است حداکثر تا ۵۰ درصد خالص وجوه حاصل از اجرای این قانون را، جهت پرداخت یارانه در قالب پرداخت نقدی و غیر نقدی و اجرای نظام جامع تأمین اجتماعی هزینه کند و ۳۰ در صد را در ارتباط با مواردی همچون بهینه سازی مصرف انرژی، اصلاح ساختار فناوری واحدهای تولیدی، جبران بخشی از زیان شرکت‌های ارائه‌دهنده خدمات انرژی، گسترش و بهبود حمل‌ونقل عمومی، حمایت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی و صنعتی و ... و ۲۰ درصد باقیمانده را نیز به منظور جبران آثار اجرای قانون بر اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای هزینه کند.

کوره و گازوئیل اختصاص دارد. سهم حامل‌های گاز مایع، اتان، بنزین نزدیک به صفر بوده است، لذا چهار حامل اصلی انرژی برای محاسبه کارایی در نظر گرفته شده است.



نمودار ۱: سهم حامل‌های انرژی در مصرف انرژی بخش صنعت در سال ۱۳۹۸

منبع: مرکز آمار ایران

در این راستا، مطالب این پژوهش در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش، در بخش سوم روش تحقیق، در بخش چهارم یافته‌ها و در بخش پایانی بحث و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در علم اقتصاد کارایی با تقسیم ستاده‌ها به نهاده‌ها که مقداری بین صفر و یک دارد، حاصل می‌شود. بنگاه کارا، بنگاهی است که علاوه بر استفاده از نهاده‌های کمتر، بر روی تابع تولید نیز قرار گیرد (زراءنژاد و همکاران، ۱۳۹۱). اقتصاددانان عموماً کارایی را با فرض بازار رقابت کامل تحلیل می‌کنند. به اعتقاد هایک[1] (۱۹۴۹)، زمانی که نرخ نهایی جانشینی بین دو کالا یا عوامل تولید در همه استفاده‌های ممکن از آن‌ها یکسان باشد، کارایی وجود دارد. به عبارتی، در مجموعه‌ای از فعالیت‌ها، زمانی یک فعالیت کارا است که مقدار تولید آن قابل افزایش نباشد، مگر تولید سایر فعالیت‌ها کاهش

[1]. Hayek (1949)

یابد (عسکری، ۱۳۹۹).

فارل[1] (۱۹۵۷) پیشگام عرصهٔ محاسبهٔ کارایی فنی است. وی اولین بار برآورد کارایی به روش غیر پارامتریک را مطرح و به جای حدس تابع تولید، مقادیر داده و ستانده را مشاهده و مرزی برای واحدها به نام مرز کارایی مشخص کرد (آزادی نژاد، ۱۳۹۳). تعاریف متنوعی از کارایی انرژی وجود دارد که در این میان «نسبت خدمات انرژی به نهاده انرژی» متداول‌ترین آن‌ها است. تعریف ارائه شده در دستورالعمل EC ۳۲/۲۰۰۶/ مجلس و شورای اروپا در مورد کارایی مصرف انرژی و خدمات انرژی یک مورد کلی است که «کارایی انرژی را نسبت بین خروجی یک عملکرد، خدمت، کالا یا انرژی و نهاده انرژی» تعریف کرده است (ژو و آنگ[2]، ۲۰۰۸).

کارایی انرژی به اتخاذ یک تکنولوژی خاص اشاره دارد که مصرف کل انرژی را بدون تغییر در رفتار مربوطه کاهش می‌دهد و پارامترهای تأثیرگذار زیادی بر خروجی کل یک سیستم انرژی، از سمت تقاضا و عرضه باید در نظر گرفته شود (عربشاهی دلوئی، ۱۳۹۹). بهبود در کارایی انرژی منجر به طیف وسیعی از پتانسیل‌های مثبت می‌شود (آژانس بین‌المللی انرژی[3]، ۲۰۱۴)، که بارزترین آن، کاهش تقاضا و انتشار آلاینده‌های زیست محیطی است.

مطالعات زیادی در داخل و خارج از کشور در خصوص کارایی بخش صنعت صورت گرفته است. عربشاهی دلو و همکاران (۱۳۹۹) با روش DEA در ۵ صنعت طی دوره ۱۳۷۴-۱۳۹۴ نشان دادند که متغیرهای تکنولوژی، حکمرانی خوب، اندازه دولت، آزادسازی تجاری و قیمت واقعی انرژی و متغیرهای خرد ساختار فنی تولید، قیمت سرمایه و مصرف انرژی مهمترین عوامل مؤثر بر کارایی انرژی می‌باشند. یوسفی و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از روش DEA و آمار صنایع کارخانه‌ای ایران در دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۴ نشان دادند که سطح کارایی در صنایع ایران در دوره مورد بررسی پایین بوده است. همچنین، کارایی تخصیصی نسبت به عملکرد کارایی فنی کمتر بوده است.

گلی و محنت‌فر (۱۳۹۹) معتقدند در صنایع ایران با سیاست بهبود کارایی انرژی می‌توان اثرات جانبی منفی توسعه اقتصادی را کاهش داد. بدین منظور آنان بر اساس دوره زمانی ۹۴-۱۳۸۵ با روش تابع مرزی تصادفی و رهیافت اقتصادسنجی فضایی به بررسی عوامل مؤثر بر کارایی انرژی

---

1. Farrell (1957)
2. Zhou and Ang (2008)
3. International Energy Agency (2014)

پرداختند. نتاج این مطالعه نشان از تأیید وجود اثرات سرریز فضایی مثبت کارایی انرژی در بین استان‌ها دارد. همچنین، صنعتی شدن دارای اثر مثبت بر کارایی انرژی و شهرنشینی دارای اثرات مثبت فضایی بر کارایی انرژی بوده‌اند.

ناظمی و همکاران (۱۳۹۸) با روش DEA و روش اندرسون و پترسون به ارزیابی کارایی انرژی ۳۰ استان در دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۸ پرداختند که نتایج حاکی از بالاتر بودن میزان کارایی مدل‌هایی است که مصرف انرژی را به شکلی جامع بر خلاف مدل‌های ساده در نظر گرفته‌اند.

حکیمی‌پور (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با الهام از مدل باتیز و کولی[1] (۱۹۹۵) به بررسی و تحلیل مقایسه‌ای کارایی بخش صنایع بزرگ با روش تحلیل تابع مرزی تصادفی در استان‌های ایران پرداخته است. نتایج بیانگر پایین بودن سطح کارایی فنی صنایع بزرگ است. همچنین دو عامل شدت مصرف انرژی و دولتی بودن مالکیت، اثر منفی و اندازه بنگاه، اثر مثبت بر کارایی داشته‌اند.

کفایی و نژاد آقائیان وش (۱۳۹۶) برای شناسایی عوامل مؤثر بر کارایی انرژی بخشی در اقتصاد ایران با روش داده‌های تابلویی و طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۷۳ نشان دادند موجودی سرمایه مستقیم خارجی و قیمت نسبی انرژی تأثیر مثبت و ارزش افزوده و نسبت موجودی سرمایه به نیروی کار بخشی، تأثیر منفی بر کارایی انرژی داشته‌اند.

یوسفی حاجی آباد (۱۳۹۵) با ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران با استفاده از شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست و روش تحلیل پوششی داده‌ها طی ۱۳۸۹-۱۳۸۰ نشان داد که به دلیل کاهش کارایی مدیریتی و کارایی مقیاس در رشته فعالیت‌های صنعتی کشور، در کل سطح کارایی نزولی بوده است. همچنین، میانگین کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای ایران طی دوره مورد بررسی حدود ۰/۴ و میانگین کارایی مقیاس صنایع ۰/۷۹ بوده است.

ناجی میدانی و همکاران (۱۳۹۴) رابطه میان صنعتی شدن و کارایی انرژی در بخش صنعت کشور را طی دوره ۸۷-۱۳۶۰ بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه آنان بر مبنای الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و الگوی تصحیح خطا (ECM) تأییدی بر وجود رابطه بلندمدت میان این دو متغیر مورد نظر است. مطابق انتظار، صنعتی شدن دارای اثر منفی بر کارایی انرژی صنایع کشور داشته است. با این حال، نکته مهم این مطالعه، وجود رابطه علیت یک طرفه از صنعتی شدن

[1]. Battese & Coelli (1995)

به کارایی انرژی است. بنابراین، می‌توان بر اساس سیاست‌های بهبود کارایی انرژی، صنعتی شدن کشور را در راستای اهداف استراتژی‌های توسعه صنعتی هدایت نمود.

آزادی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از روش DEA و روش اندرسون و پترسون به بررسی عوامل مؤثر بر کارایی فنی بخش صنعت استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۶ پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد استان‌های مرکزی، بوشهر، کرمان، هرمزگان، تهران و خوزستان نسبت به سایر استان‌ها از کارایی فنی بالاتری برخوردار بوده و سه عامل نیروی کار، سرمایه و حامل‌های انرژی به عنوان عوامل تولید موثر بر کارایی شناخته شدند.

گراوند و همکاران (۱۳۹۲) موضوع کارایی فنی و کارایی انرژی را به جای کل بخش صنعت در یک صنعت خاص (صنعت پتروشیمی) را طی دوره ۸۷-۱۳۷۳ با روش تحلیل پوششی داده‌ها بررسی کرده‌اند. در تحقیق حاضر کارایی فنی و کارایی انرژی (به عنوان یک نهاده خاص) صنعت پتروشیمی کشور طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۳، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها مورد ارزیابی و تحلیل قرار گرفته است. نتایج نشان از اتلاف ۳۱ درصدی انرژی در این صنعت طی دوره مورد بررسی دارد. عمده سال‌هایی که این صنعت با کارایی انرژی پایین فعالیت کرده است مربوط به دهه ۸۰ می‌باشد.

زراءنژاد و همکاران (۱۳۹۱) در تحقیقی با استفاده از مدل اثرات ناکارا باتیز و کولی (۱۹۹۵)، میزان کارایی فنی و عوامل موثر بر عملکرد رشته فعالیت‌های صنعتی را طی سال‌های ۸۶-۱۳۷۵ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل بیانگر آن بود که با وجود اینکه شدت انرژی و ناکارایی صنایع افزایش یافته اما افزایش اندازه صنایع کارخانه‌ای ایران، سطح ناکارایی صنایع را کاهش نداده و مالکیت دولتی صنایع کارخانه‌ای اثری بر سطح ناکارایی آن‌ها نداشته است.

سپهردوست و کامران (۱۳۹۱) کارایی انرژی را برای بررسی جایگاه استان مورد نظر (همدان) در میان استان‌های کشور مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنان با روش تحلیل پوششی داده‌ها، به محاسبه کارایی فنی و مقیاس صنایع این استان طی دوره ۸۶-۱۳۸۱ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که به طور متوسط، کارایی صنایع کوچک در استان همدان طی دوره مورد بررسی حدود ۹۲ درصد بوده که از این حیث، رتبه ۱۲ را در میان استان‌های کشور داشته است. همچنین متغیرهایی مانند اشتغال، سرمایه‌گذاری و ارزش تولید از عوامل مهم مؤثر بر کارایی انرژی صنایع کوچک است.

کریشنا و ساهوتا[1] (۱۹۹۱) کارایی فنی صنایع بنگلادش را با استفاده از تابع تولید ترانسلوگ و روش پارامتریک طی دوره ۱۹۷۶ - ۱۹۷۴ مورد بررسی قرار دادند. نتیجه کلی این مطالعه نشان داد صنایع بنگلادش از سطح پایینی از کارایی فنی برخوردار است.

رفایی و همکاران[2] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای، کارایی انرژی بخش صنعت اردن را با استفاده از DEA، طی دوره زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۳ مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج نشان‌دهنده تأثیر منفی انتشار CO_2 بر کارایی بوده است.

ایکسونگ و همکاران[3] (۲۰۱۷) از یک مدل تحلیل پوششی داده‌های با مجموع عایدی صفر (ZSG-DEA) برای تخصیص سهمیه مصرف انرژی بین استان‌های چین استفاده نمودند. نتایج این پژوهش نشان داد تا سال ۲۰۲۰، هدف ملی تعدیل ساختار انرژی محقق شده و این ساختار در اکثر مناطق چین متنوع خواهد بود. همچنین یافته‌ها نشان داد در مدل وزنی ZSG-DEA امکان ایجاد رقابت و همکاری میان واحدها در نظر گرفته می‌شود.

دیا و همکاران[4] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی و ارزیابی کارایی شرکت‌های تولید برق کانادا با روش DEA در یک افق زمانی ۱۸ ساله پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد سطوح کارایی کلی فنی و مدیریتی پایین و کارایی مقیاس شرکت‌های تولید برق کانادا در کل دوره مطالعه بالا است.

هوانگ و کیم[5] (۲۰۲۲) به بررسی تاثیر فناوری‌های نوظهور بر کارایی بنگاه‌های کوچک و متوسط (SMEs) کره جنوبی با استفاده از روش تخمین مرز تولید تصادفی تطبیق پرداختند. نتایج نشان داد پذیرش فناوری‌های نوظهور منجر به افزایش کارایی واحدهای مذکور شده است.

سارپونگ و همکاران[6] (۲۰۲۲) به تحلیل محرک‌های کارایی انرژی در کشورهای منتخب آفریقایی با روش دو مرحله‌ای DEA پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که کارایی انرژی بدون احتساب انتشار CO_2 در غرب آفریقا در دوره زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۲۰ بهبود یافته و سطح کارایی با

---

1. Krishna & Sahota (1991)
2. Refaie et al. (2016)
3. Xiong et al. (2017)
4. Dia et al. (2021)
5. Hwang & Kim (2022)
6. Sarpong et al. (2022)

افزایش رشد اقتصادی و کاهش انتشار CO_2 افزایش می‌یابد.

ژو و زو[1] (۲۰۲۲) نیز در مطالعه‌ای به بررسی کارایی انرژی کشورهای منتخب با روش DEA سه مرحله‌ای پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که کارایی انرژی چین، ژاپن و استرالیا همگی یک هستند که در خط مقدم کارایی قرار دارند، در حالی که بازده انرژی ویتنام کمترین مقدار است.

حوسین و همکاران[2] (۲۰۲۳) به بررسی کارایی انرژی در منطقه منا با روش ترکیبی DEA و مرز تصادفی پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داد انرژی تجدیدپذیر، هوش مصنوعی و تولید ناخالص داخلی سرانه از عوامل مؤثر و معنی‌دار بر کارایی انرژی در میان کشورهای عضو است.

بنابراین با توجه به مطالعات داخلی و خارجی بررسی شده می‌توان گفت یکی از نوآوری‌های مطالعه حاضر، تاکید بر نهاده‌های انرژی مصرفی همچون گازوئیل، گاز طبیعی و نفت کوره و برق به جای مصرف کل انرژی در بخش صنعت در سنجش کارایی است. همچنین نوآوری‌های دیگر پژوهش حاضر، سنجش کارایی با روش DEA چند مرحله‌ای، توجه به اندازه کارایی صنایع کارخانه‌ای کشور در دوره پس از هدفمندسازی یارانه‌های انرژی و نیز تفکیک کارایی به دو نوع کارایی مقیاس و کارایی فنی است که می‌تواند یافته‌های ارزشمندی را از وضعیت کارایی صنایع کارخانه‌ای در استان‌های کشور ارائه نماید.

۳- روش تحقیق

۳-۱- روش DEA

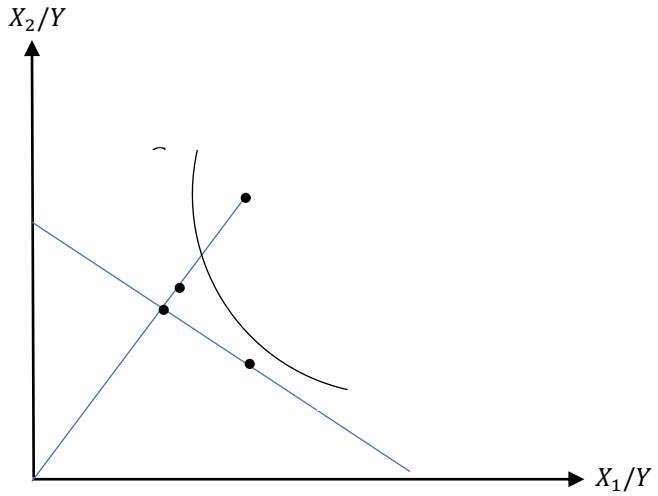
با توجه به مسئله اصلی پژوهش و اهداف آن مراحل انجام این پژوهش شامل تعریف انواع کارایی، شناسایی مدل مناسب برای محاسبه کارایی فنی، تعیین نوع مدل DEA به لحاظ ورودی یا خروجی محور بودن و نوع بازدهی نسبت به مقیاس، تعریف متغیرهای ورودی و خروجی مدل، جمع‌آوری آمار و اطلاعات، محاسبه مقادیر کارایی فنی و مقیاس بخش صنعت هر استان و در نهایت تحلیل نتایج است.

فارل (۱۹۵۷) با بررسی جامع در مورد انواع کارایی بنگاه و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها به معرفی

---

1. Zhou & Xu (2022)
2. Hossin et al. (2023)

سه نوع کارایی شامل کارایی فنی[1]، کارایی تخصیصی[2] و کارایی اقتصادی[3] یا کل پرداخت. تفاوت این سه نوع کارایی به کمک نمودار (۱) توضیح داده شده است (مهرگان، ۱۳۹۵).



نمودار ۲: کارایی از دیدگاه فارل

منبع: مهرگان (۱۳۹۵)

در این جا فرض می‌شود چند بنگاه تولیدی با فرض بازدهی نسبت به مقیاس ثابت و تکنولوژی یکسان، با دو عامل تولید X_1 و X_2 به تولید یک نوع محصول Y اقدام می‌کنند. در شکل ۱، ´SS بیانگر منحنی تولید یکسان برای بنگاه‌های کاملا کارا ا ست. به عبارتی دیگر بنگاه‌هایی که روی منحنی تولید یکسان قرار دارند دارای کارایی فنی یک یا صد درصد هستند. در این جا بنگاهی که با P مشخص شده است، از نظر فنی ناکارا است، چرا که برای تولید یک مقدار مشخصی از محصول، عوامل تولیدی بیشتری به کار می‌گیرد. اما بنگاهی که در نقطه Q قرار دارد، به لحاظ فنی کاملا کارا است، چرا که روی منحنی مرز کارایی قرار گرفته است. میزان ناکارایی فنی بنگاه P برابر با فاصله QP می‌باشد. فاصله QP مقداری است که می‌توان عوامل تولید را بدون کاهش در محصول، کاهش داد. بنابراین نسبت OQ/OP به عنوان معیاری برای

[1]. Technical Efficiency
[2]. Allocative Efficiency
[3]. Economic Efficiency

کارایی فنی بنگاه P تعریف می‌شود. برای یک بنگاه کاملا کارا این نسبت برابر یک خواهد بود. حال با استفاده از نسبت قیمت نهاده‌ها که به وسیله شیب خط هزینه یکسان ´AA نشان داده می‌شود، می‌توان کارایی تخصیصی را نیز محاسبه نمود. کارایی تخصیصی برای بنگاه P به صورت OR/OQ تعریف می‌شود.

اگر به جای تولید در نقطه Q که دارای کارایی فنی است، در نقطه ´Q که هم دارای کارایی فنی و هم دارای کارایی تخصیصی است تولید صورت گیرد، RQ میزان کاهش در هزینه‌های تولید را نشان می‌دهد. به عبارتی دیگر ´Q ترکیب بهینه استفاده از نهاده‌ها برای یک بنگاه کارا، جهت تولید محصول بر روی ´SS را معین می‌کند. بنگاهی که در نقطه Q قرار دارد، اگر چه از لحاظ فنی کارا است، ولی از لحاظ تخصیصی ناکارایی دارد زیرا می‌تواند برای تولید یک واحد، به جای قرارگرفتن روی خط هزینه یکسان بالاتر، روی خط هزینه یکسان پایین‌تر از ´AA قرار گیرد. بنابراین ´Q در مقایسه با سایر نقاط روی منحنی ´SS دارای کمترین هزینه تولید است و تغییر در ترکیب استفاده از عوامل تولید از Q به ´Q علیرغم ثابت بودن کارایی فنی، حرکت به سمت کاهش هزینه‌های تولید و افزایش نسبت OR/OQ می‌باشد.

اما ترکیب کارایی فنی و کارایی تخصیصی بیانگر کارایی اقتصادی است. کارایی اقتصادی به معنای کارایی در نحوه تولید و تخصیص عوامل تولید است. این نوع کارایی، از حاصل ضرب کارایی فنی در کارایی تخصیصی بدست می‌آید. در واقع کارایی اقتصادی را می‌توان توانایی بنگاه در بد ست آوردن حداکثر سود ممکن، با توجه به قیمت‌ها و سطوح نهاده‌ها دانست. از دیدگاه فارل، کارایی اقتصادی، تلفیقی از کارایی فنی و کارایی تخصیصی می‌با شد و نسبت OR/OP به عنوان معیاری برای کارایی اقتصادی در نظر گرفته می‌شود. علاوه بر این می‌توان کارایی مقیاس را که بیانگر وضعیت عملکردی یک واحد در مقیاس بهینه و برخورداری از صرفه‌های ناشی از مقیاس است از طریق محاسبه نسبت کارایی فنی در وضعیت بازدهی ثابت به کارایی فنی در وضعیت بازدهی متغیر برای همه واحدها به دست آورد.

تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) یک روش برنامه‌ریزی خطی ناپارامتریک برای ارزیابی کارایی واحدهای تصمیم‌گیرنده[1] (DMU) است. مزیت اصلی این روش نسبت به روش‌های

[1]. Decision-Making Units

پارامتریک همچون تابع مرز تصادفی این است که شکل تابع توزیع و روابط تولید محدودیتی برای آن ایجاد نمی‌کند. مدل DEA که برای اولین بار توسط چارنز و همکاران[1] معرفی شد تا به امروز رشد زیادی کرده است به‌گونه‌ای که از آن زمان مدل‌های کاربردی جدید با متغیرهای بیشتر و ماهیت پیچیده‌تر معرفی شده است. در این روش چندین ورودی و خروجی به طور هم‌زمان و بدون هیچ فرضی در مورد توزیع داده در نظر گرفته شده و در هر مورد، کارایی بر حسب تغییر متناسب در ورودی‌ها یا خروجی‌ها اندازه‌گیری می‌شود. یک مدل DEA را می‌توان به مدل ورودی و خروجی محور تقسیم نمود. علاوه بر این مدل‌های DEA به لحاظ بازدهی نسبت به مقیاس (ارتباط بین تغییرات ورودی‌ها و خروجی‌های یک سیستم) شامل سه نوع بازدهی نسبت به مقیاس ثابت، بازدهی نسبت به مقیاس فزاینده و بازدهی نسبت به مقیاس کاهنده هستند (شاکر، ۱۴۰۱).

در ادبیات مدل‌هایDEA، اگر مازادها[2] نادیده گرفته شده و به صورت باقیمانده محاسبه شوند، مدل یک مرحله‌ای[3] است. یک روش برای کاهش مازادها و یافتن مجموعه مرجع بهینه پارتو مدل‌های DEA دو مرحله‌ای[4] و چند مرحله‌ای[5] است (جی و لی[6]، ۲۰۱۰).

در بیشتر مطالعات DEA از یک فرآیند برنامه‌ریزی خطی دو مرحله ای برای حل این مدل‌ها استفاده می‌شود. دو مشکل اساسی در مرحله دوم این فرآیند وجود دارد. اولین مشکل این است که مجموع متغیرهای مازاد به جای حداقل سازی، ماکزیمم می‌شوند و بنابراین به جای نزدیک‌ترین نقطه کارا دورترین نقطه از مرز کارایی را مشخص می‌کنند. اما مشکل دوم روش فوق این است که کارایی نسبت به واحدهای اندازه‌گیری ورودی‌ها و خروجی‌ها ثابت نیست. برای مثال تبدیل واحد از کیلومتر به متر، نقاط مرزی کارا و به دنبال آن مازادها و واحدهای مرجع تغییر خواهند کرد. برای رفع این دو مشکل، مدل DEA چند مرحله‌ای شامل چند مدل برنامه‌ریزی خطی شعاعی که در آن نقاط کاراتری شناسایی شده و همچنین نسبت به واحدهای اندازه‌گیری تغییرناپذیر است، به کار گرفته می‌شود (کوئلی[7]، ۱۹۹۷). در مدل تحلیل پوششی داده‌های چند مرحله‌ای فرض می‌شود برای N واحد، K

---

1. Charnes, et al.
2. Slack
3. Single - Stage
4. Two - Stage
5. Multi-Stage
6. Ji and Lee (2010)
7. Coelli (1997)

ورودی و M خروجی وجود دارد. برای iامین بنگاه مقادیر x_i و y_i به ترتیب بیانگر بردارهای ورودی و خروجی هستند. همچنین X بیانگر ماتریس ورودی K×N و Y بیانگر ماتریس خروجی M×N برای همه N واحد هستند. یک مدل DEA ورودی محور با فرض بازدهی متغیر به صورت فرم ماتریسی در رابطه (۱) ارائه شده است:

$$\begin{aligned} &\underset{\theta,\lambda}{Min}\ \theta \\ &s.t \\ &\theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ &y_i + Y\lambda \geq 0, \\ &N1'\lambda = 1 \\ &\lambda \geq 0 \end{aligned} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، θ یک اسکالر و λ یک بردار N×1 از مقادیر ثابت است. N1 نیز یک بردار N×1 از عدد یک است. با توجه به رابطه (۱) برای همه واحدها مقدار امتیاز θ محاسبه می‌شود. در مرحله دوم DEA چند مرحله‌ای از مدل برنامه‌ریزی خطی (۲) برای حداکثر کردن مجموع متغیر های کمکی استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned} &\underset{\lambda,OS,IS}{Max}\ (M1'OS + K1'IS) \\ &s.t \\ &cx_i - X\lambda - IS = 0, \\ &-y_i + Y\lambda - OS = 0, \\ &N1'\lambda = 1, \\ &\lambda \geq 0,\ OS \geq 0,\ IS \geq 0 \end{aligned} \qquad (۲)$$

در این جا cx_i بیانگر بردار ورودی iامین بنگاه است که در θ به دست آمده در مرحله اول ضرب شده است. همچنین OS بیانگر یک بردار M×1 از مازادهای خروجی[1]، IS بیانگر یک بردار K×1 از مازادهای ورودی[2] و M1 و K1 نیز به ترتیب بیانگر بردارهای یکه M×1 و K×1 هستند. در مرحله دوم نیز مدل برنامه‌ریزی خطی (۲) باید برای همه N واحد حل شود.

پس از اجرای این دو مرحله یک واحد کارا است اگر امتیاز کارایی آن یعنی θ برابر با یک و مازاد ورودی و خروجی نداشته باشد. به مجموعه واحدهای دارای این ویژگی بر اساس تعریف

---

1. Output Slacks
2. Input Slacks

کوپمانز[1] مجموعه کارا[2] گفته می‌شود. علاوه بر این برای همه واحدهایی که دارای حداقل یک متغیر مازاد غیر صفر هستند، یک مجموعه به نام مجموعه دارای مازاد[3] در نظر گرفته می‌شود. لازم به ذکر است دو مدل (۱) و (۲) بیانگر روش DEA دو مرحله‌ای هستند و در روش سه مرحله‌ای نقاط تصویر شده به دست آمده در مدل (۲) مورد استفاده قرار نمی‌گیرد و این مدل تنها برای تعریف مجموعه کارا و مجموعه دارای مازاد مورد استفاده قرار می‌گیرد. در سایر مراحل، هدف به کارگیری مجموعه دارای مازاد برای هر واحد و هدایت یک مجموعه از حرکت‌های شعاعی برای به دست آوردن نقاط بر روی مرز کارایی است. قابل توجه است در مراحل باقی مانده مجموعه کارا به عنوان مجموعه مرجع[4] در همه مدل‌های برنامه‌ریزی خطی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در ادامه و در مرحله سوم باید برای هر واحد در مجموعه دارای مازاد، تمام ورودی‌هایی را که ممکن ا ست بالقوه مقداری مازاد در آن‌ها وجود دا شته با شد شنا سایی نمود. بنابراین در اینجا نیاز به مجموعه‌ای از K مدل برنامه‌ریزی خطی است که در فرمول‌بندی هر یک از آن‌ها، تنها یکی از نهاده‌ها تحت کنترل قرار می‌گیرد. اگر این کنترل حاصل شود، وجود مازاد در آن ورودی امکان‌پذیر خواهد بود. مدل برنامه‌ریزی خطی که در این جا برای jامین نهاده از iامین بنگاه تعریف می‌شود به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$
\begin{aligned}
&\underset{\theta,\lambda}{Min}\ \theta \\
&s.t \\
&\quad -y_i + Y_e\lambda \geq 0 \\
&\quad \theta cx_i^j - X_e^j\lambda \geq 0, \\
&\quad cx_i^{\neq j} - X_e^{\neq j}\lambda \geq 0, \\
&\quad N1'\lambda = 1, \\
&\quad \lambda \geq 0
\end{aligned}
\qquad (۳)
$$

در مدل (۳)، کمیت cx_i^j اشاره به jامین ورودی از iامین واحد که در مقدار θ به دست آمده در مرحله اول ضرب می‌شود، X_e^j بردار $N_e\times 1$، از jامین ورودی از همه بنگاه‌های کارا، $cx_i^{\neq j}$ بیانگر $(K-1)\times 1$ بردار ورودی‌های iامین بنگاه (به جز ورودی jام)، که در مقدار θ به دست آمده در

1. Koopmans
2. Efficient Set
3. Have-Slacks Set
4. Reference Set

مرحله اول ضرب می‌شود.

$X_e^{\neq j}$ نیز بیانگر ماتریس $(K-1)\times N_e$ ورودی‌های همه واحدهای کارا (به جزء jامین ورودی) است. دراین جا N_e بیانگر تعداد واحدهای کارا، Y_e ماتریس خروجی‌های این واحدهای کارا است و λ دارای $N_e\times 1$ بعد است.

باید توجه نمود که این مرحله فقط برای شناسایی تعداد ورودی‌هایی استفاده می‌شود که ممکن است مازاد در آن‌ها وجود داشته باشد. هیچ تغییر واقعی در نقطه تصویر شده در مرحله سوم رخ نمی‌دهد. در ابتدا تصور می‌شد می‌توان مرحله سوم را کنار گذاشت اما شواهد نشان می‌دهد که با مازادهای شنا سایی شده در مرحله دوم امکان شنا سایی همه ورودی‌هایی که بالقوه دارای مازاد هستند وجود ندارد، از این رو به مرحله سوم نیاز است. لازم به ذکر است در صورت وجود ورودی با مقادیر صفر حل مدل در مرحله سوم ممکن نیست. اما در مرحله چهارم برای iامین واحد در مجموعه دارای مازاد، یک مدل برنامه‌ریزی خطی که به دنبال کاهش شعاعی در همه ورودی‌های تعریف شده دارای مازاد بالقوه (در مرحله ۳) است، اجرا می‌شود، که به صورت زیر قابل ارائه است:

$$
\begin{aligned}
&\underset{\theta,\lambda}{Min}\ \theta \\
&s.t \\
&\quad -y_i + Y_e\lambda \geq 0, \\
&\quad \theta cx_i^s - X_e^s\lambda \geq 0, \\
&\quad cx_i^{ns} - X_e^{ns}\lambda \geq 0, \\
&\quad N1'\lambda = 1, \\
&\quad \lambda \geq 0
\end{aligned}
\qquad (۴)
$$

در مدل (۴)، S بیانگر زیر مجموعه‌ای از ورودی‌های دارای مازاد بالقوه و ns بیانگر سایر ورودی‌ها است. در این جا نقطه کاهش شعاعی همان نقطه تصویر شده در مرحله یک است که مختصات آن (y_i,cx_i) است. بعد از آن در مرحله پنجم ممکن است بعد از کاهش شعاعی در مرحله چهارم، هنوز مقداری مازاد ورودی در برخی ابعاد ورودی باقی مانده باشد، از این رو نقطه تصویر شده در مرحله چهارم را در نظر گرفته و مراحل سوم و چهارم تا زمانی که دیگر مازادی باقی نماند ادامه می‌یابد. همچنین، اگر مازاد تنها برای یک ورودی (در مرحله سوم) وجود داشته باشد می‌توان مراحل چهارم و پنجم را نادیده گرفت.

در ادامه و در مرحله ششم از نقطه تصویر شده حاصل از مرحله پنجم برای iامین واحد و تکرار مرحله سوم تا پنجم برای یک افزایش شعاعی در مازاد همه خروجی تا زمانی که مازاد خروجی باقی نماند، استفاده می‌شود. در این صورت نقطه تصویر شده نهایی کارا خواهد شد. سپس واحدهای مرجع را می‌توان از بردار λ نقطه تصویر شده نهایی شناسایی نمود و مازادها را با تفریق نقطه تصویر شده نهایی از نقطه تصویر شده به دست آمده در مرحله یک، محاسبه کرد. در این جا نقطه نهایی تصویر شده نسبت به واحدهای اندازه‌گیری شده تغییرناپذیر است. بنابراین و در مجموع، مقادیر نهایی هر ورودی یا خروجی برای کارا شدن هر واحد با توجه به مجموع مقادیر حرکت شعاعی[1] و حرکت مازاد[2] مربوط به هر خروجی و ورودی مشخص می‌شود. بر اساس تعریف، حرکت شعاعی تعدیل متناسب در متغیرهای ورودی و خروجی است و حرکت مازاد، مقداری است که اختلاف در تغییر ثابت یا متناسب متغیرهای ورودی و خروجی را نشان می‌دهد (کوئلی[3]، ۲۰۰۸).

اگر چه مدل های برنامه‌ریزی فوق برای DEA چند مرحله‌ای ورودی محور و با فرض بازدهی متغیر نسبت به مقیاس ارائه شده‌اند اما سایر انواع مدل‌های DEA چند مرحله‌ای (خروجی محور و با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس) نیز ساختاری شبیه مدل ارائه شده داشته و تنها تغییرات اندکی در قیدها دارند که از ارائه آن‌ها در اینجا صرف نظر شده است. این در حالی است که علاوه بر کارایی فنی می‌توان کارایی مقیاس را از طریق محاسبه نسبت کارایی فنی در وضعیت بازدهی ثابت به کارایی فنی در وضعیت بازدهی متغیر برای همه واحدها به دست آورد.

۳-۲- آمار و اطلاعات

برای تعیین کارایی فنی و کارایی مقیاس مصرف انرژی بخش صنعت در ۳۱ استان از مدل DEA چند مرحله‌ای ورودی محور با فرض بازدهی نسبت به مقیاس متغیر با فرض شش ورودی و یک خروجی استفاده شده است. در این مدل متغیرهای نیروی کار (نفر)، تشکیل سرمایه ثابت واقعی (میلیون ریال)، مصرف گاز طبیعی، گازوئیل، نفت کوره و برق (بشکه معادل نفت خام) در بخش صنعت هر استان به عنوان ورودی‌های مدل و ستاده واقعی بخش صنعت (میلیون ریال) در هر

---

1. Radial Movement
2. Slack Movement
3. Coelli (2008)

استان به عنوان خروجی مدل انتخاب شده است.

مقادیر واقعی متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت و ستاده بخش صنعت از نسبت مقادیر اسمی این متغیرها به شاخص قیمت تولیدکننده در بخش صنعت بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ به دست آمده است. به منظور یکسان‌سازی واحدهای انرژی گاز طبیعی (متر مکعب)، گازوئیل (لیتر)، نفت کوره (لیتر) و برق (کیلو وات ساعت) همه این نهاده‌های انرژی مصرفی در بخش صنعت بر حسب بشکه معادل نفت بیان شده است.

با توجه به هدف بهینه‌سازی مصرف انرژی در واحدهای صنعتی هر استان مدل ورودی محور و همچنین به دلیل تفاوت در نوع، تعداد و ماهیت و ساختار صنایع در هر استان به لحاظ سطح مصرف و شدت انرژی، مدل بازدهی متغیر نسبت به مقیاس انتخاب شده است. این در حالی است که برای محاسبه کارایی مقیاس به امتیاز کارایی بر اساس مدل با بازدهی ثابت نیز نیاز هست. آمار و اطلاعات مربوط به ورودی‌ها و خروجی مدل از نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۸، شاخص قیمت تولیدکننده در ایران در سال ۱۳۹۸ و نتایج آمارگیری از مصرف انرژی در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر استخراج شده است. علاوه بر این با توجه به پیچیدگی مدل DEA چند مرحله‌ای از نرم‌افزار DEAP 2.1 برای محاسبه کارایی فنی و کارایی مقیاس صنایع تولیدی استان‌های کشور استفاده شده است.

بر اساس مبانی نظری، هدف هر صنعت دستیابی به حداکثر کارایی از طریق کسب مقدار معینی ستاده با کمترین مصرف نهاده‌های تولیدی (نیروی کار، سرمایه و انرژی) است. لذا بر اساس تعاریف ارائه شده از کارایی از دیدگاه فارل و همچنین اطلاعات در دسترس، در این پژوهش کارایی فنی و کارایی مقیاس برای صنایع تولیدی در استان‌های کشور طی دوره ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۸ محاسبه و مورد مقایسه قرار گرفته است.

٤- نتایج و یافته‌های تحقیق

نتایج محاسبه امتیاز کارایی فنی و مقیاس صنایع استان‌های کشور در مصرف نهاده‌های انرژی با استفاده از مدل DEA چند مرحله‌ای طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۸ در جدول (۱) ارائه شده است. ارقام مربوط به امتیاز کارایی فنی با فرض بازدهی متغیر نسبت به مقیاس محاسبه شده

است. به کارایی در این شرایط، کارایی فنی خالص و کارایی مدیریتی نیز گفته می‌شود.

مطابق جدول (۱)، در سال ۱۳۹۰ (شروع هدفمندی یارانه‌ها) صرفاً صنایع تولیدی فعال در استان‌های اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، سیستان و بلوچستان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گیلان، مرکزی و هرمزگان از کارایی فنی برخوردار بوده‌اند. شدت ناکارایی در این سال به ترتیب در استان‌های لرستان، گلستان، یزد و آذربایجان غربی بیشتر است. همچنین، پس از گذشت زمان که تأثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی در قانون هدفمندی یارانه‌ها مشهودتر شده، کارایی فنی در اکثر استان‌ها بهبود نسبی داشته است.

جدول ۱: میزان کارایی فنی بخش صنعت استان‌های کشور طی دوره ۹۸-۱۳۹۰

ردیف	استان	۹۰	۹۱	۹۲	۹۳	۹٤	۹۵	۹٦	۹۷	۹۸	میانگین
۱	آذربایجان شرقی	۰/۸۳	۱	۰/۹۲	۱	۰/۸۴	۰/۸۹	۰/۹۲	۱	۰/۹۳	۰/۹۳
۲	آذربایجان غربی	۰/۴۴	۰/۵۱	۰/۳۵	۰/۴۹	۰/۵۱	۰/۵۷	۰/۷۳	۰/۶۳	۰/۴۶	۰/۵۲
۳	اردبیل	۰/۵۲	۱	۰/۷۹	۱	۱	۰/۹۴	۱	۰/۶۲	۱	۰/۸۷
۴	اصفهان	۱	۱	۱	۰/۹۴	۰/۸۷	۰/۷۳	۰/۷۴	۱	۱	۰/۹۲
۵	البرز	۰/۹۳	۱	۱	۱	۱	۰/۸۹	۱	۱	۱	۰/۹۸
۶	ایلام	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
۷	بوشهر	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
۸	تهران	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
۹	چهارمحال و بختیاری	۰/۸۱	۱	۰/۷۴	۰/۹۲	۱	۱	۰/۹۹	۰/۹۸	۱	۰/۹۴
۱۰	خراسان جنوبی	۰/۶۵	۰/۷۶	۰/۷۴	۰/۶۴	۰/۷۳	۰/۷۵	۰/۶۷	۰/۶۸	۰/۵۹	۰/۶۹
۱۱	خراسان رضوی	۱	۰/۸۴	۰/۵۲	۰/۷۲	۰/۶۶	۰/۶۲	۰/۶۱	۰/۶۳	۰/۵۰	۰/۶۸
۱۲	خراسان شمالی	۱	۰/۸۷	۱	۱	۱	۱	۱	۰/۸۳	۱	۰/۹۷
۱۳	خوزستان	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
۱۴	زنجان	۰/۴۶	۰/۵۹	۰/۶۴	۰/۷۵	۰/۷۹	۰/۹۰	۰/۹۸	۰/۷۶	۰/۷۳	۰/۷۳
۱۵	سمنان	۰/۹۷	۰/۸۶	۰/۶۵	۰/۷۵	۰/۸۰	۱	۱	۰/۹۰	۰/۷۴	۰/۸۵
۱۶	سیستان و بلوچستان	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
۱۷	فارس	۰/۶۵	۰/۶۲	۰/۷۵	۰/۸۸	۰/۷۸	۰/۶۳	۰/۵۸	۰/۷۹	۰/۹۰	۰/۷۳
۱۸	قزوین	۰/۵۷	۰/۶۵	۱	۱	۰/۹۴	۱	۰/۸۶	۰/۹۱	۰/۸۰	۰/۸۶
۱۹	قم	۰/۵۱	۰/۷۶	۰/۶۲	۰/۷۶	۰/۸۹	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۷۸	۰/۷۹
۲۰	کردستان	۰/۵۳	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰/۹۱	۱	۰/۹۴
۲۱	کرمان	۰/۷۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰/۸۷	۰/۹۰	۰/۹۴
۲۲	کرمانشاه	۱	۰/۷۸	۱	۱	۱	۰/۷۵	۰/۶۷	۰/۹۲	۱	۰/۹
۲۳	کهگیلویه و بویراحمد	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
۲۴	گلستان	۰/۴۲	۰/۸۳	۰/۶۳	۰/۸۱	۱	۰/۹۸	۱	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۸۳
۲۵	گیلان	۱	۰/۸۵	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰/۷۶	۰/۹۶

ردیف	استان	۹۰	۹۱	۹۲	۹۳	۹۴	۹۵	۹۶	۹۷	۹۸	میانگین
۲۶	لرستان	۰/۴۰	۰/۶۸	۰/۵۴	۰/۸۰	۰/۸۳	۱	۱	۰/۹۶	۰/۸۶	۰/۷۹
۲۷	مازندران	۰/۴۷	۰/۶۱	۰/۵۰	۰/۶۳	۰/۷۸	۰/۶۷	۰/۷۸	۰/۷۲	۰/۶۴	۰/۶۴
۲۸	مرکزی	۱	۰/۷۰	۱	۱	۱	۰/۹۶	۱	۱	۱	۰/۹۶
۲۹	هرمزگان	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
۳۰	همدان	۰/۵۵	۰/۴۰	۰/۵۲	۰/۶۶	۰/۴۸	۰/۵۷	۰/۷۰	۰/۸۳	۰/۹۰	۰/۶۲
۳۱	یزد	۰/۴۴	۰/۴۰	۰/۳۶	۰/۷۵	۰/۷۴	۰/۶۶	۰/۳۹	۰/۵۰	۰/۵۳	۰/۵۳
	میانگین	**۰/۷۷**	**۰/۸۳**	**۰/۸۲**	**۰/۸۹**	**۰/۸۹**	**۰/۸۸**	**۰/۸۹**	**۰/۸۸**	**۰/۸۷**	

منبع: یافته‌های تحقیق

در سال ۱۳۹۸ صنایع تولیدی فعال در استان‌های اردبیل، اصفهان، البرز، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان شمالی، خوزستان، سیستان و بلوچستان، کردستان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویر احمد، مرکزی و هرمزگان از کارایی فنی برخوردار بوده‌اند. در این سال بخش صنعت استان‌های آذربایجان غربی، خراسان رضوی و یزد کمترین امتیاز کارایی فنی را به خود اختصاص داده‌اند. این در حالی است که از شدت عدم کارایی در سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۹۰ کاسته شده است. ارزیابی میانگین امتیاز کارایی فنی بخش صنعت در هر استان بیانگر حفظ کارایی فنی در استان‌های ایلام، بوشهر، تهران، خوزستان، سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویر احمد و هرمزگان پس از اجرای قانون هدفمندی تا سال ۱۳۹۸ است. استان‌های آذربایجان غربی و یزد به ترتیب با میانگین امتیاز کارایی ۰/۵۲ و ۰/۵۳ همچنان بیشترین ناکارایی را در مصرف نهاده‌های انرژی و غیر انرژی در بخش صنعت داشته‌اند.

نمودار ۲: متوسط کارایی فنی بخش صنعت استان‌ها طی دوره ۹۸-۱۳۹۰

منبع: محاسبات تحقیق

نکته قابل توجه در این جا این است که در بین استان‌های کارا تهران، بوشهر، خوزستان و

هرمزگان دارای بیشترین سهم مصرف انرژی و استان ایلام، سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویر احمد جزء استان‌های دارای پایین‌ترین سهم‌های انرژی هستند و استان صنعتی یزد علیرغم دارا بودن رتبه چهارم مصرف انرژی در بخش صنعت (سهمی حدود ۷ در صد) بعد از استان آذربایجان غربی دارای پایین ترین میانگین امتیاز کارایی فنی است و این موضوع بیانگر این است که در این استان به برنامه‌ریزی برای تغییرات گسترده در بخش‌های مختلف صنعت در جهت افزایش کارایی در مصرف انرژی نیاز است[1]. میانگین کارایی فنی استان‌ها از سال ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۸ در نمودار (۲) نشان می‌دهد، علیرغم فراز و نشیب اندک آن روند کلی ابتدا صعودی و بعد از سال ۱۳۹۳ تقریباً ثابت مانده است. این موضوع بیانگر بهبود نسبی کارایی فنی در بخش صنعت پس از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها است، به گونه‌ای که میانگین امتیاز کارایی از ۰/۷۷ در سال ۱۳۹۰ در نهایت به ۰/۸۷ در سال ۱۳۹۸ رسیده است.

ارزیابی کارایی مقیاس صنایع استان‌های کشور در جدول (۲) که بر مبنای نسبت کارایی فنی با فرض بازدهی ثابت به کارایی فنی با فرض بازدهی نسبت به متغیر محاسبه می شود، بیانگر این است که در سال ۱۳۹۰ و شروع قانون هدفمندی یارانه‌ها، بخش صنعت استان‌های اصفهان، بوشهر، تهران، سیستان و بلوچستان، فارس، کرمانشاه، گیلان، مرکزی، هرمزگان در مقیاس بهینه عمل کرده و سایر استان‌ها دارای ناکارایی مقیاس هستند.

جدول ۲: میزان کارایی مقیاس بخش صنعت استان‌های کشور طی دوره ۹۸-۱۳۹۰

ردیف	استان	۹۰	۹۱	۹۲	۹۳	۹٤	۹۵	۹٦	۹۷	۹۸	میانگین
۱	آذربایجان شرقی	۰/۹۹	۱	۰/۹۹	۱	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۹	۱	۰/۹۹	**۰/۹۹**
۲	آذربایجان غربی	۰/۹۴	۰/۸۲	۰/۸۷	۰/۹۲	۰/۸۳	۰/۹۰	۰/۸۸	۰/۸۹	۰/۹۴	**۰/۸۹**
۳	اردبیل	۰/۷۷	۰/۵۸	۰/۷۷	۱	۰/۵۸	۰/۶۴	۰/۶۸	۰/۷۱	۱	**۰/۷۵**
۴	اصفهان	۱	۰/۶۰	۰/۸۷	۰/۹۹	۰/۷۷	۰/۹۰	۰/۹۰	۱	۰/۹۶	**۰/۸۹**
۵	البرز	۰/۹۵	۱	۱	۱	۱	۰/۹۴	۱	۱	۱	**۰/۹۹**
۶	ایلام	۰/۳۱	۰/۲۹	۰/۲۵	۰/۴۸	۰/۴۶	۱	۰/۶۲	۰/۷۰	۰/۶۵	**۰/۵۳**
۷	بوشهر	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	**۱**
۸	تهران	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	**۱**
۹	چهارمحال و بختیاری	۰/۷۳	۰/۶۵	۰/۸۲	۰/۸۴	۰/۸۲	۰/۸۴	۰/۷۸	۰/۸۱	۰/۹۴	**۰/۸۰**

[1]. لازم به ذکر است حتی با تغییر مدل به بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، امتیاز کارایی استان یزد تغییر نخواهد کرد و همچنان پایین است.

ردیف	استان	۹۰	۹۱	۹۲	۹۳	۹۴	۹۵	۹۶	۹۷	۹۸	میانگین
۱۰	خراسان جنوبی	۰/۷۸	۰/۴۱	۰/۴۳	۰/۶۸	۰/۶۶	۰/۶۳	۰/۶۳	۰/۶۶	۰/۵۵	۰/۶۰
۱۱	خراسان رضوی	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۸
۱۲	خراسان شمالی	۰/۹۱	۰/۲۶	۰/۷۲	۰/۹۰	۰/۵۷	۰/۴۹	۰/۷۱	۰/۶۱	۰/۹۷	۰/۶۸
۱۳	خوزستان	۰/۸۵	۰/۵۶	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰/۹۳
۱۴	زنجان	۰/۹۲	۰/۸۳	۰/۹۱	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۳	۰/۹۲	۰/۹۲
۱۵	سمنان	۰/۹۶	۰/۸۹	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۸۸	۱	۰/۹۲	۰/۸۶	۰/۹۳	۰/۹۳
۱۶	سیستان و بلوچستان	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
۱۷	فارس	۱	۰/۹۸	۱	۱	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۹
۱۸	قزوین	۰/۹۷	۰/۹۸	۱	۱	۰/۹۸	۱	۰/۹۷	۰/۹۶	۰/۹۷	۰/۹۸
۱۹	قم	۰/۸۷	۰/۷۷	۰/۹۲	۰/۹۰	۰/۸۷	۰/۹۳	۰/۸۹	۰/۹۴	۰/۹۰	۰/۸۹
۲۰	کردستان	۰/۶۴	۱	۰/۹۹	۰/۹۳	۰/۶۱	۰/۶۸	۰/۵۵	۰/۶۹	۱	۰/۷۹
۲۱	کرمان	۰/۹۵	۱	۱	۱	۱	۱	۰/۹۸	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۹۹
۲۲	کرمانشاه	۱	۰/۹۵	۱	۱	۱	۰/۹۷	۰/۹۰	۰/۹۳	۱	۰/۹۷
۲۳	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۵۵	۰/۵۳	۱	۱	۰/۶۲	۰/۳۳	۰/۳۰	۰/۳۵	۰/۴۳	۰/۵۷
۲۴	گلستان	۰/۹۰	۰/۷۴	۰/۹۰	۰/۸۹	۰/۹۹	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۸۳	۰/۸۴	۰/۸۳
۲۵	گیلان	۱	۰/۸۶	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰/۹۷	۰/۹۸
۲۶	لرستان	۰/۸۴	۰/۵۸	۰/۷۸	۰/۷۶	۰/۶۲	۰/۷۵	۰/۸۱	۰/۸۲	۰/۸۸	۰/۷۶
۲۷	مازندران	۰/۹۴	۰/۹۵	۰/۹۹	۰/۹۴	۰/۹۷	۰/۹۶	۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۹۵
۲۸	مرکزی	۱	۱	۱	۱	۰/۹۹	۰/۹۹	۱	۱	۱	۱
۲۹	هرمزگان	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
۳۰	همدان	۰/۸۵	۰/۸۲	۰/۹۲	۰/۸۴	۰/۸۸	۰/۸۱	۰/۷۸	۰/۸۹	۰/۹۷	۰/۸۶
۳۱	یزد	۰/۹۸	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۹۹	۰/۹۴	۰/۹۷	۰/۹۴	۰/۹۸	۱	۰/۹۷
میانگین کارایی مقیاس		**۰/۸۹**	**۰/۸۱**	**۰/۹۰**	**۰/۹۳**	**۰/۸۷**	**۰/۸۸**	**۰/۸۶**	**۰/۸۸**	**۰/۹۲**	

منبع: یافته‌های تحقیق

در بین استان‌های ناکارا، شدت ناکارایی مقیاس در استان ایلام نسبت به سایر استان‌ها بیشتر ا ست و بیانگر این ا ست که اندازه تشکیلات تولیدی آن بهینه نبوده و با تغییر در اندازه می‌تواند به سمت مقیاس کارا حرکت کند. این در حالی ا ست که پس از سال ۱۳۹۰ به مرور زمان برای اکثر ا ستان‌ها بهبود نسبی در امتیاز کارایی مقیاس اتفاق افتاده و در سال پایانی، صنایع تولیدی فعال در استان‌های اردبیل، البرز، بوشهر، تهران، خوزستان، سیستان و بلوچستان، کردستان، کرمانشاه، مرکزی، هرمزگان و یزد از کارایی مقیاس برخوردار شده‌اند. میانگین امتیاز کارایی مقیاس بخش صنعت در هر استان نیز بیانگر این است که استان‌های بوشهر، تهران، سیستان و بلوچستان، مرکزی

و هرمزگان پس از اجرای قانون هدفمندی تا سال ۱۳۹۸ کارایی مقیاس خود را حفظ کرده‌اند.

میانگین کارایی مقیاس ا ستان‌ها از سال ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۸ در نمودار (۳) بیانگر این ا ست که علیرغم نوسان امتیاز کارایی مقیاس طی دوره مذکور، میانگین کارایی مقیاس از ۰/۸۹ در سال ۱۳۹۰ در نهایت به ۰/۹۲ در سال ۱۳۹۸ رسیده است. این در حالی است که سال ۱۳۹۳ بخش صنعت استان‌ها بالاترین و در سال ۱۳۹۱ پایین‌ترین متوسط کارایی مقیاس را داشته است.

نمودار ۳: متوسط کارایی مقیاس بخش صنعت استان‌ها طی دوره ۹۸-۱۳۹۰

منبع: محاسبات تحقیق

مقایسه میانگین هر دو نوع کارایی، بیانگر این واقعیت است که تنها بخش صنعت استان‌های بو شهر، تهران، سیستان و بلوچستان و هرمزگان هم از کارایی فنی خالص برخوردار بوده و هم در مقیاس بهینه عمل کرده‌اند. پس از مشخص شدن وضعیت امتیاز کارایی فنی می‌توان با توجه به متغیرهای مازاد ورودی (IS) هر استان میزان کاهش در هر یک ورودی برای قرار گرفتن در مرز کارایی را مشخص نمود. در این راستا، به منظور پرهیز از تکرار و برای نمونه تغییرات لازم در ورودی و خروجی برای کارا شدن استان آذربایجان غربی که بیشترین شدت عدم کارایی را در بین ۳۱ استان در سال ۱۳۹۸ داشته، با جزئیات در جدول (۳) تحلیل شده است.

جدول ۳: تغییر در ورودی و خروجی مدل برای کارایی بخش صنعت استان آذربایجان غربی در سال ۱۳۹۸

متغیر	نوع	مقادیر اصلی	تغییر شعاعی	تغییر مازاد	مقادیر نهایی
ستاده بخش صنعت (میلیون ریال)	**خروجی**	۲۳۴۷۹۲۰۰	۰	۰	۲۳۴۷۹۲۰۰
تعداد شاغلان (نفر)	**ورودی**	۲۷۳۱۹	-۱۴۷۲۴	۰	۱۲۵۹۵

متغیر	نوع	مقادیر اصلی	تغییر شعاعی	تغییر مازاد	مقادیر نهایی
سرمایه ثابت به قیمت ثابت (میلیون ریال)	ورودی	۱۰۶۶۴۹۸	-۵۷۴۸۱۷	۰	۴۹۱۶۸۱
مصرف گازوئیل (بشکه نفت خام)	ورودی	۱۷۰۴۲۸	-۹۱۸۵۷	-۲۵۵۱۲	۵۳۰۵۹
مصرف گاز طبیعی (بشکه نفت خام)	ورودی	۳۰۵۶۴۰۰	-۱۶۴۷۳۲۶	۰	۱۴۰۹۰۷۴
مصرف نفت کوره (بشکه نفت خام)	ورودی	۴۱۳۴۱۳	-۲۲۲۸۲۰	-۱۱۳۶۷۷	۷۶۹۱۶
مصرف برق (بشکه نفت خام)	ورودی	۴۹۱۳۱۵	-۲۶۴۸۰۷	۰	۲۲۶۵۰۸

منبع: یافته‌های تحقیق

کارایی فنی بخش صنعت استان آذربایجان غربی ۰/۴۶ و کارایی مقیاس این استان ۰/۹۴ و نوع بازدهی نسبت به مقیاس این استان افزایشی است. این بدین معنی است که افزایش نهاده‌ها به یک نسبت معین منجر به افزایش ستاده بیش از آن نسبت می شود و بخش صنعت در این استان با افزایش سطح تولید به مقیاس بهینه نزدیک می شود. اما بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۳) با توجه به ورودی محور بودن مدل انتخابی ستاده بخش تغییر نمی‌یابد، لذا مقادیر اصلی و مقادیر نهایی خروجی مدل یکسان هستند. همچنین برای کارا شدن صنایع استان آذربایجان غربی باید حدود ۱۴۷۲۴ نفر از تعداد شاغلان و ۵۷۴۸۱۷ میلیون ریال از میزان سرمایه ثابت به عنوان نهاده‌های غیر انرژی بخش صنعت کاهش یافته و با این تغییرات شعاعی، مقادیر نهایی آن‌ها ۱۲۵۹۵ نفر و ۴۹۱۶۸۱ میلیون ریال باشد. علاوه بر این در مورد نهاده‌های انرژی در بخش صنعت این استان، برای قرار گرفتن در مرز کارایی به عنوان مثال، لازم است مصرف گازوئیل به میزان ۱۱۷۳۶۹ بشکه نفت خام (معادل ۱۸۶۶۰ هزار لیتر) کاهش یابد. در این راستا، برای سایر استان‌های دارای عدم کارایی فنی نیز می‌توان میزان تعدیل و کاهش لازم در ورودی‌ها جهت دستیابی به کارایی را مشخص کند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه با هدف ارزیابی کارایی فنی بخش صنعت استان‌های کشور پس از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها طی دوره ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۸ از یک مدل DEA چند مرحله‌ای ورودی‌محور و با فرض بازدهی متغیر نسبت به مقیاس استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد متوسط کارایی فنی برای همه استان‌ها طی دوره ۰/۸۶ و دارای روندی صعودی بعد از اجرای قانون هدفمندی بوده است. همچنین، فقط هفت استان ایلام، بوشهر، تهران، خوزستان، سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویراحمد و هرمزگان کارایی فنی خود را طی دوره حفظ کرده‌اند.

در مدل‌های DEA برای هر یک از واحدهای غیر کارا، یک واحد کارا یا ترکیبی از دو یا چند واحد کارا به عنوان مرجع و الگو معرفی می‌شود. در این مجموعه مشخص می‌شود که هر واحد ناکارا برای رسیدن به مرز کارایی، باید با کدام یک از واحدهای کارا مقایسه شود. به عبارت دیگر در مجموعه مرجع برای هر یک از واحدهای ناکارا، از میان واحدهای کارا الگوهای قابل مقایسه‌ای (شامل یک یا تعدادی از واحدهای کارا) فراهم می‌شود که از طریق آن واحد ناکارا می‌تواند خود را به مرز کارایی نسبی برساند. بنابراین واحد مرجع باید با واحدهای ناکارایی که آن را ملاک قرار می‌دهند به لحاظ اندازه و ساختار مشابه باشد.

با این توضیحات، هفت استان مذکور، می‌توانند به عنوان الگو و مرجع سایر استان‌های هم سطح به لحاظ اندازه و ساختار صنعت جهت ارتقاء کارایی مد نظر قرار گیرند[1]. بر اساس ارزیابی میانگین امتیاز کارایی مقیاس، تنها پنج استان بوشهر، تهران، سیستان و بلوچستان، مرکزی و هرمزگان در مقیاس بهینه عمل کرده‌اند.

علاوه بر این با توجه به این که در مدل DEA کارایی نسبی اندازه گیری می‌شود نه کارایی مطلق، لذا اگر چه استانی مثل سیستان و بلوچستان سطح تولید صنعتی پایین نسبت به سایر استان‌ها دارد، اما به طور نسبی از نهاده‌های (انرژی و غیر انرژی) کمتری برای تولید همین میزان تولید صنعتی پایین استفاده کرده است. در مقابل برخی استان‌های صنعتی علی رغم مصرف مقادیر زیادی از نهاده‌های انرژی و غیر انرژی، به طور نسبی ستاده کمتری را نسبت به استان‌های دیگر ایجاد کرده‌اند.

تحلیل وضعیت کارایی استان آذربایجان غربی (دارای بالاترین عدم کارایی فنی)، به عنوان نمونه در سال ۱۳۹۸ نشان می‌دهد جهت کارا شدن صنایع این استان لازم است علاوه بر کاهش تعداد شاغلان و میزان سرمایه ثابت، در مصرف انرژی نیز صرفه‌جویی شود. اگر چه تعدیل نیروی کار و سرمایه به عنوان نهاده‌های غیر انرژی با مشکلاتی روبرو است اما در مورد نهاده‌های انرژی می‌توان با بهبود و یا تغییر تکنولوژی، ارتقاء بهره‌وری و وضع قوانین و مقررات در جهت

---

[1]. لازم به توضیح است که استان‌های سیستان و بلوچستان و کهکیلویه و بویر احمد به عنوان مرجع استان‌های ناکارایی که به لحاظ اندازه و ساختار صنعتی و میزان مصرف انرژی مشابه آن‌ها هستند تلقی می‌شوند نه همه استان‌های دیگر. در این راستا استان‌های تهران و خوزستان هم مرجع استان‌های ناکارایی هستند که به لحاظ اندازه و ساختار صنعتی و میزان مصرف انرژی مشابه آن‌ها هستند.

صرفه‌جویی در مصرف انرژی کارایی را ارتقا داد. برای مثال صنایع تولیدی با جایگزینی دستگاه‌های با تکنولوژی بالا با دستگاه‌ها و ماشین‌آلات قدیمی همان میزان محصول با انرژی کمتری تولید شده و کارایی ارتقا خواهد یافت. همچنین با آموزش نیروی کار و ارتقاء بهره وری، تولید متوسط هر کارگر افزایش یافته و با همان تعداد نیروی انسانی ستاده بیشتری در صنعت ایجاد خواهد شد.

مقایسه نتایج با سایر مطالعات نزدیک به آن (علی‌رغم تفاوت در طول دوره و مدل مورد استفاده) بیانگر این موضوع است که امتیاز کارایی محاسبه شده برای هر استان در روش تابع مرزی تصادفی نسبت به روش DEA پایین‌تر است. علاوه بر این نتایج پژوهش حاضر با بخشی از نتایج مطالعات اسکندری و همکاران (۱۳۹۹) و حکیمی پور (۱۳۹۷) در مورد استان‌های با بالاترین کارایی فنی همسو است. اما بر اساس نتایج مطالعه اسکندری و همکاران (۱۳۹۹) استان خراسان شمالی و بر اساس نتایج مطالعه حکیمی پور (۱۳۹۷) استان سیستان و بلوچستان پایین‌ترین کارایی فنی را داشته است که با نتایج مطالعه حاضر، مغایرت دارد. علاوه بر این بر اساس نتایج مطالعه حکیمی پور (۱۳۹۷)، متوسط کارایی فنی بخش صنعت استان‌ها در سال‌های برنامه پنجم توسعه نسبت به سایر برنامه‌های توسعه بعد از انقلاب پایین‌تر بوده و طی زمان کاهش یافته است، در حالی که بر اساس نتایج این پژوهش به دلیل اجرای قانون هدفمندی متوسط امتیاز کارایی فنی استان‌ها طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۴ (سال‌های برنامه پنجم توسعه) به طور متوسط رشد داشته است.

در مجموع بر اساس یافته‌های این پژوهش پیشنهاد می شود استان‌های دارای ناکارایی فنی، استان‌های مشابه خود به لحاظ اندازه و ساختار صنایع با امتیاز بالا در کارایی را به عنوان الگو در صرفه‌جویی در مصرف انرژی قرار داده و با ارتقاء سطح تکنولوژی و بهبود بهره‌وری عوامل مختلف تولید بخش صنعت در جهت کارا شدن حرکت کنند. همچنین پیشنهاد می‌شود در برنامه‌ها و طرح‌های حمایتی دولت از بخش صنعت از طریق تخصیص اعتبارات وام‌های کم بهره، یارانه‌های صنعتی، معافیت‌های مالیاتی و ... امتیاز کارایی فنی استان‌ها نیز لحاظ شود.

References

Al-Refaie, A. Hammad, M. & Li, M.H. (2016). "DEA Window Analysis and Malmquist Index to Assess Energy Efficiency and Productivity in Jordanian Industrial Sector". Energy Efficiency **9**: 1299–1313.

Arabshahi Delo, M. Fallahi, M.A. & Saleh Nia, N. (2020). "Measuring the Efficiency

of Energy Consumption in the Country's Energy Industries: The Application of Data Envelopment Analysis and Gamma Test". Energy Planning and Policy Studies **6**(20): 45-84. (In Persian)

Askari, M. (2020). "Technical Efficiency of Iran's Industrial Sector: A Stochastic Frontier Analysis Approach". Journal of Planning and Budgeting **24**(3): 51-66. (In Persian)

Azadi Nejad, A. Amadeh, H. & Emami Meybodi, A. (2014). "Investigating the Effective Factors in the Technical Efficiency of the Industrial Sector in the Provinces of the Country with the Data Embody Envelopment Analysis Approach". Economic Research **49**(1): 188-173. (In Persian).

Coelli, T. (1998). "A Multi-Stage Methodology for the Solution of Orientated DEA Models". Operations Research Letters **23**(3–5): 143-149.

Coelli, T. (2008). "A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program". CEPA Working Papers 1–50.

Coelli, T. Rao, PD.S. & Battese, G.E. (1998). *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, London, Kluwer Academic Publishers.

Dia, M. Shahi, S.K. & Zéphyr, L. (2021). "An Assessment of the Efficiency of Canadian Power Generation Companies with Bootstrap DEA". Risk Financial Management **14**(10): 498.

Ebrahimi, A. (2011). *The Data Envelopment Analysis Approach in Evaluating the Energy Consumption Efficiency of Iran's Cement Industry During the Period 2010-2017*, Master's Thesis, Faculty of Humanities, Shahid Ashrafi Institute. (In Persian)

Eskandari, B. Almasi, M. & Azami, S. (2020). "Investigating the Effect of Industrial Concentration on the Energy Efficiency of the Industrial Sector in the Provinces of Iran". Journal of Economic Policy **12**(24): 330-309. (In Persian)

Farrell, M. J. (1995). "The Measurement of Productive Efficiency". Journal of the Royal Statistical Society **120**(3): 253-290.

Goli, Y. & Mehnat Far, Y. (2020). "Investigating the Effect of Industrialization and Urbanization on Energy Efficiency in the Provinces of Iran (Spatial Econometric Approach)". Journal of Economic Policy **12**(23): 167-188. (In Persian)

Gravand, S. Mehrgan, N. Sadeghi, H. & Malekshahi, M. (2013). "Evaluation of Energy Efficiency in the Country's Petrochemical Industry". Journal of Economic Policy **5**(10): 57-74. (In Persian)

Hakimipour, N. (2018). "Comparative Analysis of the Efficiency of Large Industries in Iran's Provinces in Post-Revolutionary Development Programs using the Stochastic Frontier Function Method". Journal of Economic Policy **10**(20): 191-213. (In Persian)

Hossin, M.A. Alemzero, D. Wang, R. Kamruzzaman, M. & Mhlanga, N.M. (2023). "Examining Artificial Intelligence and Energy Efficiency in the MENA Region: The Dual Approach of DEA and SFA". Energy Reports **9**: 4984-4994.

Hwang, W.S. & Kim, H.S. (2022). "Does the Adoption of Emerging Technologies Improve Technical Efficiency? Evidence from Korean Manufacturing SMEs".

Small Business Economics **59**: 627–643.

Iran Statistics Center (2020). Producer Price Index in Iran based on the Base Year of 2010. (In Persian)

Iran Statistics Center (2020). Statistical Results of Industrial Firms with 10 or more Workers in 2011-2019. (In Persian)

Iran Statistics Center (2020). Statistical Results of the Amount of Energy Consumption in Industrial Fims of 10 Workers and more 2011-2019. (In Persian)

Islamic Iranian Parliament, A Collection of Rules and Regulations. https://rc.majlis.ir/ (In Persian)

Ji, Y. Bae & Lee, C. (2010). "Data Envelopment Analysis". Stata Journal **10**(2): 267-280.

Kefaei, S.M.A. & Nejad Aghaian, P. (2017). "Identifying Factors Affecting Energy Efficiency in Iran's Economy". Quarterly Journal of Energy Economics Studies **13**(52): 1-34. (In Persian)

Krishna, K.L. & Sahota, G.S. (1991). "Technical Efficiency in Bangladesh Manufacturing Industries". The Bangladesh Development Studie **19**(1/2): 89-105.

Li, M.J. & Tao, W.Q. (2017). "Review of Methodologies and Polices for Evaluation of Energy Efficiency in High Energy-Consuming Industry". Applied Energy **187**: 203-215.

Mehrgan, M.R. (2016). *Data Envelopment Analysis, Quantitative Models in Evaluating the Organizations Performance*, Third Edition, Tehran: Academic Book Publishing. (In Persian)

Naji Maidani, A. Mahdavi Adeli, M.H. & Arabshahi Deloui, M. (2015). "Investigating the Relationship between Industrialization and the Energy Efficiency of Industry in Iran". Journal of Economic Policy **7**(13): 27-56.

Nazimi, A. Karimi, F. Memipour, S. & Feshari, M. (2019). "Energy Efficiency in the Provinces of Iran: Analysis of Data Envelopment". Quarterly Journal of Energy Planning and Policy Research **5**(1): 103-142. (In Persian)

Sarpong, F. Wang, J. Cobbinah, B. Makwetta, J. & Chen, J. (2022). "The Drivers of Energy Efficiency Improvement among Nine Selected West African Countries: A Two-Stage DEA Methodology". Energy Strategy Reviews **43**: 100910.

Sepherdoost, H. & Kamran, N. (2012). "Measuring the Technical Efficiency of Small Industries in Hamadan Province". Journal of Economic Policy **4**(7): 147-174.

Shaker Ardakani, I. (2022). "Determining Efficiency and Examining its Changes in the Economic Sectors of Yazd Province". The Third International Conference on Innovation in Business and Economic Management, Tehran. (In Persian)

Xiong Siqin, T.Yushen, J. & Ma, X. (2017). "Allocation of Energy Consumption among Provinces in China: A Weighted ZSG-DEA Model". Sustainability **9**: 2115.

Yousefi Hajiabad, R. (2016). "Evaluation of the Total Productivity of Production Factors in Iran's Factory Industries". Journal of Economic Policy **8**(15): 153-175. (In Persian)

Yousefi, M.Q. Amadeh, H. & Sangsari, Sh. (2020). "Comparison of the Existing Efficiency and Productivity with the Desired Situation in Iran's Industrial Industries". Iranian Economic Research Quarterly **85**: 167-213. (In Persian)

Zaranjad, M. Khodadadkashi, F. & Yousfi Hajiabad, R. (2012). "Evaluating the Technical Efficiency of Iran's Factory Industries". Quarterly of Quantitative Economics (Former Economic Surveys) **9**(2): 31-48. (In Persian)

Zarei, H. Yousefi, S. & Mahmoudi, M. (2017). "Measuring the Technical Efficiency of Industrial Workshops with more than Ten Workers in Iran using the Data Envelopment Analysis Method". Journal of Research in Operations and its Applications, Applied Mathematics **14**(2): 1-18. (In Persian)

Zhou, S. & Xu, Z. (2022). "Energy Efficiency Assessment of RCEP Member States: A Three-Stage Slack based Measurement DEA with Undesirable Outputs". Energy **253**: 124170.

Zhou, P. & Ang, B.W. (2008). "Linear Programming Models for Measuring Economy-Wide Energy Efficiency Performance". Energy Policy **36**: 2911-2916.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 339-375

Analysis of monetary policies under disequilibrium conditions in Iran's economy via the dynamic stochastic disequilibrium (DSDE) model

Saeid Valinezhad[1], **Ahmad Salahmanesh*** [2], **Ebrahim Anvari**[3]

Received: 20-03-2023 Accepted: 18-09-2023

Extended Abstract

Purpose: Monetary policy rules that are used to implement monetary policies by central banks are determined in a strategic framework in order to do trade-offs between goals such as inflation, unemployment and economic growth. Economic authorities use laws as a guide to implement their policies regarding the deviation of target variables from their desired goals or levels.

The new Keynesian DSGE models in vogue in central banking have long ignored the insights of the economy information revolution to which Joseph Stiglitz made an important contribution. Furthermore, these models have not been successful in providing important research insights about alternative theories on model selection and the consequences of structural failures in the econometric literature, in which David Hendry plays a key role. By addressing the debates between the critics and advocates of New Keynesian DSGE models, Henry and Muelbauer show how evidence-based research can improve quantitative policy models and enable central banks to better understand financial stability and models.

The fundamental difference between the neoclassical and Keynesian theories lies in the understanding of the labor market. In the neoclassical case, the nominal wage is understood as an adaptive variable. In the absence of labor market imperfections such as search and matching frictions or non-equilibrium wages due to the existence of asymmetric information, nominal wage adjustment settles the labor market for a given price level. In such a situation, Keynesian unemployment caused by the lack of

1. PhD student in economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. Email: s.valinezhad@scu.ac.ir

2. Corresponding Author. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. Email: a.salahmanesh@scu.ac.ir

3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. Email: e.anvari@scu.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 339-375

aggregate demand cannot exist. The economy is supply-side determined because the factor of market settlement along with the aggregate production function requires a unique level of output and employment.

Macroeconomic modeling has come under severe criticism since the Great Financial Crisis, when serious flaws in the methodology used to understand the economy as a whole became apparent. Criticisms have been directed toward the assumptions used in dominant models, especially in that economic factors are homogeneous and optimal and that the economy is in equilibrium. Some researchers seek to explore an interdisciplinary approach to macroeconomic modeling, with techniques drawn from other sciences (natural and social). In particular, they discuss agent-based modeling as an example of such a technique, which is used in a wide variety of disciplines. Agent-based models complement the existing approaches and are suitable for answering macroeconomic questions in which complexity, heterogeneity of economic agents and their expectations, networks, and discoveries play an important role. Based on the literature, this study uses a disequilibrium approach to investigate the effect of monetary policies on macroeconomic variables.

Methodology: The purpose of this paper was to analyze the monetary policies under disequilibrium in Iran's economy. In order to analyze the results, the random dynamic disequilibrium method was used in the period of 1989-2022 based on the frequency of seasonal data. The approach used in this study is modeling in terms of the disequilibrium in economic markets and its spread to other markets as well as the reaction of macroeconomic variables to the shock. Disequilibrium in dynamic stochastic models occurs due to financial and real frictions in markets. The tools used in this study were the Hamilton-Jacobi-Belman method as well as Kolomogrof's forward-looking expectations in order to solve the model in disequilibrium conditions.

Findings and Discussion: The results obtained from this study indicated that the currency deviation variable has increased in response to the monetary policy shock. Also, with the change in the same variable, this disequilibrium and deviation in the exchange rate has increased over time. It was observed that the shock of the monetary policy has led to the deviation in the exchange rate by creating disequilibrium in the prices. The response of consumer spending to monetary policy shocks has also been increasing over time. The results indicate that, with the introduction of the monetary policy shock, the situation and imbalance in the money and currency market has led to price pressure and an increase in household consumption expenditures, and this trend has been upward over time. The production deviation variable has also increased in response to the monetary policy shock.

Conclusion and Policy Implications: Guiding monetary policies and designing a structure that increases the credibility and acceptability of both applied policies and monetary policymakers, on the one hand, and the realization of the main priority of monetary policies, i.e. achieving a low and stable inflation rate and making it possible

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 339-375

to maintain it, on the other hand, in recent years have been the focus of attention of many economists. The results indicate that, with the introduction of the monetary policy shock, the disequilibrium in the money and currency market has led to price pressure and an increase in household consumption expenditures. This trend has been upward over time. The production deviation variable has also increased in response to the monetary policy shock. According to the results obtained from this study, it is suggested that the instability and disequilibrium in Iran's economy are due to the exchange rate and balance of payments, and this imbalance is transferred to all markets through economic policies. This is the basis for the country's monetary authorities to implement their policies, especially in the field of foreign exchange, by setting a fluctuation range and anchoring the nominal exchange rate to changes in foreign exchange reserves as well as the inflation rate to prevent the spread of disequilibrium in the currency and money market as the real sector of the economy.

Keywords: Monetary policy, Exchange rate, Production, Inflation, Dynamic stochastic disequilibrium (DSDE) model.

JEL Classification: E32, O29, E52, E30, C30.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: ۳۳۹-۳۷۵

تجزیه و تحلیل سیاست‌های پولی در شرایط عدم تعادل در اقتصاد ایران- رویکرد مدل عدم تعادل پویای تصادفی DSDE

سعید ولی‌نژاد [۱]، احمد صلاح‌منش* [۲]، ابراهیم انواری [۳]

دریافت: ۲۹-۱۲-۱۴۰۱ پذیرش: ۲۷-۰۶-۱۴۰۲

چکیده

هدف این مطالعه تجزیه و تحلیل سیاست‌های پولی در شرایط عدم تعادل در اقتصاد ایران است. در راستای تجزیه و تحلیل نتایج از روش عدم تعادل پویای تصادفی در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۰ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی استفاده گردید. رویکرد مورد استفاده در این مطالعه لحاظ عدم تعادل در بازارهای اقتصادی و سرایت آن به سایر بازارها و واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک وارد شده مدل‌سازی است. عدم تعادل در مدل‌های تصادفی پویا به دلیل وجود اصطکاک‌های مالی و حقیقی در بازارها رخ می‌دهد. ابزارهای مورد استفاده در این مطالعه روش همیلتون –ژاکوبی –بلمن و همچنین انتظارات آینده‌نگر کولوموگروف به منظور حل مدل در شرایط عدم تعادلی بوده است. نتایج بدست آمده از این مطالعه بیان‌گر این بود که متغیر انحراف ارز در واکنش به شوک سیاست پولی افزایش یافته است و با تغییر در متغیر هم وضعیت، عدم تعادل و انحراف در نرخ ارز در طول زمان افزایش یافته است. همچنین، مشاهده گردید که شوک سیاست پولی از طریق ایجاد عدم تعادل در قیمت‌ها منجر به انحراف در نرخ ارز شده است. واکنش مخارج مصرفی نیز به شوک سیاست پولی در طول زمان فزاینده بوده است. نتایج بدست آمده بیان‌گر این است که با وارد شدن شوک سیاست پولی از طریق متغیر هم وضعیت و عدم تعادل در بازار پول و ارز منجر به ایجاد فشار قیمتی و افزایش در مخارج مصرفی خانوارها شده است و این روند در طول دوره زمانی صعودی بوده است. متغیر انحراف تولید نیز در واکنش به شوک سیاست پولی افزایش داشته است.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، نرخ ارز، تولید، تورم، مدل عدم تعادل پویای تصادفی (DSDE).

طبقه‌بندی JEL: E32، O29، E52، E30، C30.

---

[۱]. این مقاله مستخرج از رسالهٔ دکتری نویسندهٔ اول است. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. s.valinezhad@scu.ac.ir

[۲]. نویسنده مسئول. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. a.salahmanesh@scu.ac.ir

[۳]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. e.anvari@scu.ac.ir

۱- مقدمه

سیا ست پولی و اثرات آن بر تورم و فعالیت‌های واقعی اقتصادی مو ضوع مهمی در ادبیات اقتصـادی بوده اسـت. فتائی و ایزت[1] (۲۰۱۱) بر این باورند که بر خلاف نظریه مرسـوم و تحقیقات تجربی از اقتصـادهای توسـعه‌یافته، تحقیقات تجربی مربوط به کشـورهای در حال ظهور حاکی از ضـعف و بی‌ثباتی بالقوه ابزارهای سـیاسـت پولی مرسـوم (یعنی نرخ بهره، پایه پولی) در طول دوره گذار، به دلیل کمبودهای ساختاری و نهادی این کشورها (سیستم‌های مالی توسعه نیافته، نرخ تورم بالا، دلاری شـدن/ارزیابی دارایی‌ها و بدهی‌ها) اسـت. علاوه بر این، انتقال یک فرآیند پویا اسـت. بنابراین، مکانیسم انتقال پول می‌تواند طی زمان تغییر کند (اسپولبار و بیراو[2]، ۲۰۲۳).

هدایت سـیاسـت‌های پولی و طراحی سـاختاری که موجب افزایش اعتبار و مقبولیت هم سیا ست‌های اعمالی و هم سیا ست‌گذاران پولی از یک سو و از سوی دیگر تحقق اولویت ا صلی سیا ست‌های پولی یعنی نیل به نرخ تورم پایین و پایدار و حفظ آن را امکان‌پذیر کند، در سال‌های اخیر در کانون توجه خیلی از اقتصـاددانان قرار گرفته اسـت (چاپارو و اسـکات[3]، ۲۰۲۱). از طرفی عدم کارایی مکانیزم‌های کلاسیک و سنتی‌تر سیاست‌های پولی و همچنین لزوم لحاظ نمودن برخی واقعیت‌های اقتصاد جهت اتخاذ سیاست‌های پولی می‌بایست مد نظر سیاست گذاران قرار گیرد.

مدل‌های جدید کینزی DSGE که در بانک‌های مرکزی مد شـده‌اند، مدت‌هاسـت که بینش‌های انقلاب اقتصـاد اطلاعات را که جوزف اسـتیگلیتز سـهم مهمی در آن داشـت، نادیده گرفته‌اند. علاوه بر این، این مدل‌ها در جذب بینش‌های پژوهشـی مهم که در برگیرنده تئوری‌های جایگزین در نحوه انتخاب مدل و پیامدهای شـکسـت‌های سـاختاری در ادبیات اقتصـاد سـنجی که دیوید هندری[4] در آن نقش کلیدی دارد، موفق نبوده‌اند. هنری و میولباور[5] با توجه به بحث‌های متقابل منتقدان و مدافعان مدل‌های DSGE نیوکینزی، نشـان می‌دهند که چگونه تحقیقات مبتنی بر شواهد می‌تواند مدل‌های کمی سیاست را بهبود بخشد و به بانک‌های مرکزی این امکان را می‌دهد که درک بهتری از ثبات مالی داشته باشند و مدل‌ها و پیش‌بینی‌های مربوط به تورم را بهبود بخشند.

بسـیاری از اقتصـاددانان اسـتدلال می‌کنند که کیفیت و محتوای اطلاعاتی داده‌های کلان اقتصـادی برای اینکه نتایج منطقی باشـند بسـیار پایین اسـت، مگر اینکه مدل تجربی از ابتدا توسـط

---

1. Fetai & Izet
2. Spulbar and Birau
3. Chaparro and Escot
4. Hendry
5. Hendry& Muellbauer

تئوری محدود شود. بدون شک، داده‌های اقتصاد کلان اغلب با خطاهای اندازه‌گیری همراه هستند، اما اگر سیستماتیک نباشند و در یک فرآیند غیر ثابت جمع شوند، ممکن است برای تحلیل بلندمدت مهم‌تر نگرانی زیادی ایجاد نکنند. به هر حال، به لحاظ نظری و تئوریک تخمین‌ها و اندازه‌گیری‌های کاملاً صحیح وجود ندارد و از این رو، نمی‌تواند توسط سیاستمداران و تصمیم‌گیرندگان استفاده شود. پیش‌بینی‌ها، برنامه‌ها و انتظاراتی که عوامل اقتصادی انجام می‌دهند بر اساس داده‌های مشاهده شده است. برای درک حرکات مداوم به دور از تعادل، بهتر است این داده‌ها را هر چند ناقص باشند، درک شود (جوسیلیوس[1]، ۲۰۲۱).

بررسی‌ها و پژوهش‌های تجربی اقتصاد سنجی صورت گرفته برای مشخص نمودن میزان تاثیر اعمال سیاست‌های پولی و ارزی دارای نتایج یکسانی نیستند. علت این امر برمی‌گردد به تفاوت در وسعت الگوی انتخابی، ساختار، پیش فرض‌ها و روش برآورد الگو، که صرف نظر از موضوع اعتماد به نتایج حاصل شده، جمع بندی و اظهار نظر قاطع در این ارتباط را بسیار دشوار نموده است. مشکل تجمیع نتایج به ویژه برای کشورهای در حال توسعه، به دلیل وجود تفاوت‌های اساسی در ساختارهای اقتصاد آن‌ها با کشورهای توسعه یافته پیشرفته، بارزتر است. آن‌چه در ایران نیز مشاهده می شود این است که در مورد نحوه و چگونگی تاثیر سیاست‌های پولی و ارزی نتایج یکسانی وجود ندارد و نتایج بدست آمده از مطالعات تجربی بعضاً در تضاد با یکدیگر هستند (نوفرستی، ۱۳۸۴).

فارغ از ادبیات و اصول رایج سیاست پولی که در کشورهای توسعه یافته و همراه با ثبات اقتصادی اعمال می شود، برای اقتصاد کشوری همچون ایران که هم به دلیل وابستگی بسیار بالای دولت به درآمدهای نفتی و هم به علت شرایط و ساختار خاص سیاسی، اقتصادی، اجتماعی و ... و بویژه در سال‌های اخیر که علاوه بر موارد مزبور، به دلیل تشدید تحریم‌های بین‌المللی در معرض شوک‌ها و تکانه‌های مختلف بوده است، چارچوب‌ها و چگونگی اعمال سیاست‌های پولی می‌بایست متناسب با شرایط و محدودیت‌های ذکر شده در دستور کار تصمیم‌سازان و بویژه سیاست‌گذار پولی قرار گیرد. همچنین برخی ویژگی‌های ساختار معیوب اقتصاد ایران از جمله رشدهای نامتعارف نقدینگی و بازدهی پایین بخش مولد اقتصادی باعث تشدید اثرات چنین شوک‌هایی شده است. ضمن اینکه شواهد گوناگون حاکی از آن است که اقتصاد ایران در دهه‌های اخیر به دلایل مختلف از جمله تبعات وقوع انقلاب اسلامی‌در سال ۱۳۵۷، جنگ تحمیلی

---

[1]. Juselius

۸ ساله، تشدید تحریم‌های بین‌المللی، نظام اداری ناکارآمد و ... و به تبع آن وجود شواهد اقتصادی فراوان از جمله نرخ‌های تورم دو رقمی، نرخ بالای بیکاری به ویژه در اقشار تحصیلکرده، تولید پایین‌تر از ظرفیت، رشد اقتصادی پایین و منفی، حجم پایین و منفی سرمایه‌گذاری خارجی در سنوات اخیر، وجود نوسانات قیمتی شدید و مزمن در برخی بازارها از جمله بازار ارز، طلا، مسکن و ... از شرایط تعادلی خود به دور بوده و به عبارتی در عدم تعادل به سر می‌برد. به عنوان نمونه در یک دهه گذشته تشدید تحریم‌های بین‌المللی اقتصاد ایران را در معرض شوک‌ها و تکانه‌های شدیدی قرار داده است که موجب تعمیق و تشدید عدم تعادل در اقتصاد ایران شده است. بدیهی است برنامه‌ریزی و اجرای سیاست‌های اقتصادی بدون در نظر گرفتن موارد یاد شده ممکن است خود موجب تشدید و بدتر شدن شرایط موجود شود. بر این اساس برنامه‌ریزی و اجرای هر گونه سیاست اقتصادی بویژه سیاست پولی می‌بایست با لحاظ عدم تعادل مزمن یاد شده و دلایل ایجاد و تعمیق آن، مد نظر تصمیم سازان و سیاست‌گذاران قرار گیرد. با توجه موارد اشاره شده و با الهام گرفتن از بعضی رویکردهای انتقادی به برخی فروض و نواقص مدل‌های DSGE که به طور مختصر به بعضی از آن‌ها اشاره شد و به منظور نیل به یک مدل اقتصادی واقع‌بینانه‌تر و منطبق با شرایط اقتصاد ایران، هدف مقاله حاضر تجزیه و تحلیل سیاست‌های پولی در شرایط عدم تعادل در اقتصاد ایران است. در این راستا از یک مدل عدم تعادل استفاده می‌شود.

مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه و در بخش دوم به بررسی ادبیات نظری تحقیق و مروری بر مطالعات پیشین پرداخته می‌شود. بخش سوم اختصاص به مدل‌سازی تحقیق دارد. در بخش چهارم مدل تجربی برآورد گردیده و در نهایت در بخش انتهایی نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- سیاست پولی

قواعد سیاست پولی که برای اجرای سیاست‌های پولی توسط بانک‌های مرکزی استفاده می‌شود در یک چارچوب استراتژیک و به منظور تبادل بین اهدافی مانند تورم، بیکاری یا رشد اقتصادی تعیین می‌شوند. مقامات اقتصادی از قوانین به عنوان راهنما برای هدایت ابزارهای سیاستی خود با توجه به انحراف متغیرهای هدف از اهداف یا سطوح مورد نظر خود استفاده می‌کنند. این قوانین اقداماتی که بانک‌های مرکزی باید برای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی خود انجام دهند را مشخص می‌کند و در نتیجه عدم اطمینان ناشی از اقدامات مقامات اقتصادی را کاهش می‌دهد و

اطمینان بیشتری را برای فعالان اقتصادی در مورد اجرای سیاست پولی تضمین می‌کند. از زمان آثار پیشگامان قرن نوزدهم و حتی پس از آن، قبلاً بسیاری از کاربرد قواعد سیاستی در اقتصاد حمایت کرده‌اند. در واقع، در استراتژی فعلی هدف‌گذاری تورم، اکثر اقتصادها سیاست‌های پولی اختیاری را کنار گذاشته و تصمیمات سیاست پولی خود را بر اساس قوانین انعطاف‌پذیری که به طور خودکار بر اقدامات و تصمیمات مقامات پولی حاکم است، استوار کرده‌اند (چاپارو و اسکات، ۲۰۲۱).

دو هدف اصلی سیاست پولی عبارتند از: تورم و بیکاری پایین. برای دستیابی به این اهداف، فدرال رزرو در پاسخ به تغییرات مشاهده شده در محیط اقتصادی ابزار سیاست خود را تنظیم می‌کند. بر اساس شواهد نقل شده، دلایلی برای این باور وجود دارد که این پاسخ ممکن است در طول زمان تغییر کرده باشد. اغلب به عنوان یک مثال از اوج نفوذ پول‌گرایان در اواخر دهه ۷۰، به «تجربه» ۱۹۸۲-۱۹۷۹ تحت رهبری واکر[1] اشاره می شود. در حالی که در آن زمان ادعا می شد که صرفاً تغییری در رویه عملیاتی است، اما در واقع، می‌توانست ناشی از تغییر در اهداف فدرال رزرو برای بیکاری و تورم باشد (بویون و همکاران[2]، ۲۰۰۰).

متولی اجرای سیاست پولی بانک مرکزی است که با هدف دستیابی به برخی اهداف از جمله ثبات قیمت‌ها، حفظ ارزش پول ملی، نگه داشتن ثبات مالی بخش داخلی و پرهیز از بی‌ثباتی در تراز پرداخت‌های خارجی، یک سری از اقدامات و اعمال را باید در دستور کار خود قرار دهد. سیاست پولی در پاسخ به تکانه‌های داخلی و خارجی که رخ می‌دهند و نیل به اهداف سیاست پولی را با مشکل مواجه می‌کنند، دستخوش تغییراتی می‌شود. در واقع بانک‌های مرکزی، تغییرات سیاستی را از طریق تغییر در ابزارهای سیاستی خود که معمولاً شامل نرخ بهره کوتاه‌مدت یا اعتبارات بانکی هستند، اجرا می‌کنند (لویزا و اسمیت هبل[3]، ۲۰۰۲).

لزوم هماهنگی در به کارگیری ابزارهای سیاست پولی بسیار مهم است. فرض کنید بانک مرکزی قصد دارد سیاست انقباضی اعمال کند. بانک مرکزی برای این کار می‌تواند با فروش اوراق قرضه در بازارهای پولی (عملیات بازار باز) پول بیشتری را از دست مردم جمع‌آوری نماید. طبیعی است که بانک مرکزی این کار را با ارایه قیمت پایین‌تری برای اوراق قرضه انجام می‌دهد و در نتیجه نرخ بهره در بازارهای پولی افزایش پیدا می‌کند. ولیکن موفقیت آمیز بودن این سیاست

---

1. Volcker
2. Boivin et al.
3. Loayza and Schmidt-Hebbel

بانک مرکزی مشـــروط به این اســـت که نرخ تنزیل مجدد را هم افزایش دهد. به این دلیل که اگر نرخ تنزیل مجدد ثابت بماند هزینه یا (هزینه فرصت مناسب) اکتساب ذخایر، ثابت خواهد ماند و به دنبال افزایش نرخ بهره بازار، تفاوت نرخ بهره بازار و نرخ تنزیل مجدد یا همان سود ناشی از وام یا اعتبار بانکی نیز افزایش خواهد یافت. از این رو بانک‌ها تلاش می‌کنند وام و اعتبار بیشتری از بانک مرکزی دریافت کنند و به تبع آن حجم و اعتبار بیشـــتری به بخش‌های مختلف بپردازند. این کار اثری انبســاطی در عرضــه پول خواهد داشــت و در نتیجه همان ذخایری که بانک مرکزی از طریق عملیات بازار باز در بازارهای پولی از دســت مردم جمع‌آوری کرده بود، توســط بانک‌ها مجددا به جریان می‌افتد. عکس فرآیند مزبور در حالتی که بانک مرکزی بخواهد ســیاســت انبســاطی اعمال کند نیز صــادق اســت (داودی و همکاران، ۱۳۸۹). بنابراین به منظور احتراز از خنثی شــدن اثرات مورد نظر یک ابزار سیاست پولی توسط اثرات سایر ابزارها، هماهنگی و دقت نظر در به کارگیری ابزارهای ســیاســت پولی از ســوی بانک مرکزی لازم و ضــروی اســت. ضــمن اینکه شــکل گیری انتظارات مردم در ارتباط با عدم توانایی بانک مرکزی در عرضه ارز موجب نوسان نرخ ارز و نهایتا بی‌ثباتی در اقتصاد می‌شود.

۲-۲- کانال انتقال سیاست پولی

داروا‌س[1] (۲۰۰۹) معتقد است که مکانیسم انتقال پولی، اثرات سیاست پولی را بر متغیرهای کلان اقتصادی و مالی توصیف می‌کند و تجزیه و تحلیل آن بخش مهمی در تحقیقات سیاست‌های کلان اقتصادی است و برای اجرای سیاست پولی بسیار مهم است (اسپولبار و بیراو[2]، ۲۰۲۳). در واقع مکانیسم انتقال پولی فرآیندی است که در آن اثرات ابزارهای سیاست پولی به بخش تولید و روند قیمت‌ها منتقل می‌شود. علاوه بر این، به طور کلی مکانیسم انتقال پولی دارای دو دسته است، دسته اول انتقال مالی اســت، مکانیزمی‌که شــامل قیمت‌ها و بازده دارایی‌ها می‌شــود به عنوان مثال، نرخ ارز، نرخ بهره و قیمت دارایی‌ها. دسته دوم، مکانیسم انتقال اعتبار است که میزان تغییرات وام دهی بانک‌ها و واسطه‌های مالی را نشان می‌دهد (سنا و همکاران[3]، ۲۰۲۲).

می‌توان گفت کانالی که از طریق آن سیاست پولی بخش واقعی اقتصاد را تحت تاثیر قرار می‌دهد اغلب به عنوان مکانیســم انتقال پولی[4] شــناخته می‌شــود. مکانیســم انتقال پولی چگونگی

---

1. Darvas
2. Spulbar and Birau
3. Sana et al.
4. Transmission Mechanism (MTM)

انتقال اثرات اعمال سیاست پولی (به عنوان مثال، تغییر در عرضه پول یا نرخ بهره) را بر فعالیت‌های اقتصـــادی و تورم در یک اقتصـــاد پیش بینی می‌کند. کانال‌های این مکانیســـم عبارتند از کانال اعتباری، کانال نرخ بهره ســـنتی (کانال پول)، کانال قیمت دارایی، کانال نرخ ارز و کانال انتظارات. این کانال‌ها متقابلاً منحصـــر به فرد نیســـتند زیرا تأثیر یک کانال می‌تواند تأثیر آن را بر کانال دیگر تقویت یا تعدیل کند. ضـــمن اینکه این کانال‌ها محدود به زمان نیز نیســـتند. آن‌ها در کنار تغییراتی که در شـــرایط کلی اقتصـــادی و مالی یک اقتصـــاد رخ می‌دهد، تکامل می‌یابند. تلاش‌های زیادی برای بررسی مکانیسم انتقال پول صورت گرفته است. برخی از این مطالعات از روش‌های VAR استفاده کردند و متغیرهایی مانند اعتبار به بخش خصوصی به عنوان نماینده کانال اعتباری، نرخ‌های سیاستی بهره به عنوان نماینده کانال نرخ بهره، نرخ ارز، شاخص کل سهام و شاخص قیمت مصرف کننده به ترتیب به عنوان نماینده کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی و کانال انتظارات هستند. این‌ها را به عنوان مجموع متغیرهای کلان اقتصادی که به عنوان نماینده کانال‌های سیا ست پولی ا ستفاده می‌شوند، نشان می‌دهد. برخی از اولین آثار توسط رومر[1] و رومر (۱۹۹۰) ارائه شده است (اولاجید و تمیدایو[2]، ۲۰۲۲).

۲-۳- مروری بر مباحث عدم تعادل در اقتصاد

در خصوص مباحث مربوط به تعادل و عدم تعادل در اقتصاد، بطور کلی دو دیدگاه کلاسیکی و کینزی در مورد عملکرد اقتصاد وجود دارد. فرض اقتصاددانان کلاسیک این بود که قیمت‌ها انعطاف‌پذیرند و به سرعت برای برقرار کردن تعادل در شرایط مازاد عرضه یا تقاضا تعدیل می‌شوند. بنابراین در تصمیم‌گیری، عوامل اقتصادی تنها علائم قیمتی را مد نظر قرار می‌دهند. طبق این نظریه و در چارچوب نظریه تعادل عمومی یا حراج‌کننده والراسی مبادله تنها در تعادل صورت می‌گیرد و شرایط به گونه‌ای است که ساز و کار قیمت‌ها امکان تخصیص بهینه منابع را فراهم می‌کند. مدل‌های غیر والراسی با این فرض شروع می‌کنند که بدون حراج‌کننده والراسی، اطمینانی وجود ندارد که نقطه تعادل والراسی حاصل شود و بنابراین تضمینی نیست که عوامل اقتصادی قادر به اجرای برنامه‌های خود باشند (صلاح‌منش، ۱۳۸۱). جست‌وجوی بنیادهای خرد غیر والراسی یا عدم تعادلی، نقطه مرکزی در دگرگونی اقتصاد کلان که در دهه ۱۹۷۰ رخ داد، بود. البته ریشه‌های آن در اواخر دهه ۱۹۳۰ و ۱۹۴۰ نهفته است، زمانی که اقتصاددانان از هیکس گرفته تا لانگ[3] و

1. Romer
2. Olajide and Temidayo
3. Lange

مودیلیانی[1] به دنبال درک اقتصاد کینزی بر اساس مدل‌های تعادل عمومی با الهام از والراس بودند. در آن زمان، سخت‌ترین تلاش برای ادغام پول در نظریه تعادل عمومی، پول، بهره و قیمت پاتینکین شکل گرفت. تحلیل پاتینکین از بازار کار حاوی ایده‌هایی بود که بعدها مبنایی برای نظریه‌های غیر والراسی یا عدم تعادل شد که بیان می‌کند هیچ اطمینانی یا تضمینی وجود ندارد که بازارها حتماً به تعادل خواهند رسید (باکهاوز و بیانوسکی[2]، ۲۰۱۴).

منبع دیگر ادبیات نظریه عدم تعادل، خود نظریه تعادل عمومی بود. از دهه ۱۹۵۰، زمانی که نظریه مدرن تعادل رقابتی عمومی، که بیش از همه با ارو و دبرو[3] مرتبط است، در حال توسعه بود و ارتباط منطقی بین مشکلات تجربی با نظریه و تئوری مشخص شده بود. مکانیسم کورمال[4]، شامل «قرارداد مجدد» یا حراج غیر واقعی که قیمت‌ها را تغییر می‌دهد - آشکارا غیر واقعی بود، اما تجزیه و تحلیل فرآیندهای غیر واقعی کورمالی، که در آن مبادله با قیمت‌های غیر تعادلی انجام می‌شد، مشکل بود، حتی اگر نظریه پرداز مایل به فرضیات خودسرانه در مورد آن‌چه که معاملات خارج از تعادل را تعیین می‌کند، داشته باشد. در این‌جا همچنین نیاز به جایگزینی فرض رقابت کامل با رقابت ناقص تشخیص داده شد که در نتیجه مدل‌های اولیه هان و نگیشی در حدود سال ۱۹۶۰ به وجود آمد (ماتوسک و همکاران[5]، ۲۰۱۷).

گفته می‌شود تفاوت اساسی بین نظریه نئوکلاسیک و کینزی در درک و فهم بازار کار نهفته است. در حالت نئوکلاسیکی، دستمزد اسمی به عنوان یک متغیر سازگار و انطباق دهنده درک می‌شود. در غیاب نواقص بازار کار مانند جستجو و تطبیق اصطکاک‌ها و یا دستمزدهای غیر تعادلی ناشی از وجود اطلاعات نامتقارن (شپیرو و استیگلیتز[6]، ۱۹۸۴)، تعدیل دستمزد اسمی، بازار کار را برای یک سطح معین قیمت، تسویه می‌کند. در چنین شرایطی بیکاری کینزی ناشی از فقدان تقاضای کل نمی‌تواند وجود داشته باشد. اقتصاد از طرف عرضه تعیین می‌شود زیرا تسویه بازار عوامل همراه

---

1. Modigliani
2. Backhouse and Boianovsky
3. Arrow and Debreu
۴. مکانیسم کورمال والراسی (The Walrasian Tâtonnement Mechanism) دارای برخی ویژگی‌های زیر است: در هر زمان فقط یک قیمت وجود دارد، مکانیزم اطلاعاتی وجود دارد که تمام معامله‌گران را از قیمت مطلع می‌کند، مکانیزمی برای تعیین مقادیر ارائه شده برای فروش و خرید با قیمت وجود دارد، مبادله در قیمت‌های غیر تعادلی ممنوع است، قیمت گذاری توسط حراج‌گر والراسی انجام می‌شود.
5. Matousek et al.
6. Shapiro & Stiglitz

با تابع تولید کل، مستلزم سطح منحصر به فردی از تولید و اشتغال است. در مقابل آن، اصل تقاضای مؤثر هسته اصلی کل مدل‌های کینزی‌های مکتب کمبریج[۱] (۱۹۳۶)، کالکی[۲] (۱۹۷۱)، رابینسون[۳] (۱۹۵۶، ۱۹۶۲) و کالدور[۴] (۱۹۸۲) است که از آن به عنوان مدل‌های پساکینزی سنتی[۵] یاد می‌شود. تا زمانی که نیروی کار به طور کامل مورد استفاده قرار نگیرد، مخارج کل سطح تولید را تعیین می‌کند. بازار کار بیکاری کینزی را که ناشی از کمبود تقاضای کل است، نشان می‌دهد. دستمزد اسمی به عنوان یک متغیر ناسازگار و غیر انطباقی در نظر گرفته می‌شود که در ساده ترین حالت ثابت فرض می‌شود. با این حال، شرایط بازار کار ممکن است بر نحوه شکل‌گیری دستمزد تأثیر بگذارد. با این حال مدل‌های TPK به دلیل نداشتن پایه‌های خرد مطلوب، مورد انتقاد قرار گرفته‌اند (شودر[۶]، ۲۰۱۷).

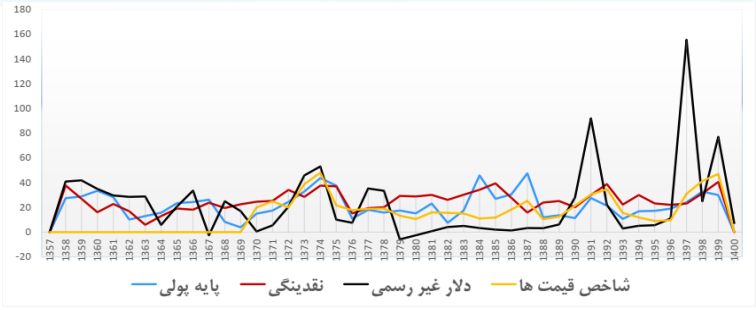
عدم تعادل در اقتصاد ایران: یک ویژگی بسیار مهم اقتصاد ایران وابستگی بسیار شدید آن به درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت، گاز و مشتقات حاصل از آن‌ها است. تغییرات اساسی این درآمدها و وابستگی عرضه و تقاضای کل اقتصاد به حجم منابع ارزی، اقتصاد کلان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. سهم نسبتاً بالای واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای از کل واردات نشان می‌دهد عرضه کل اقتصاد ایران به درآمدهای ارزی وابستگی بسیار بالایی دارد. روند تغییرات سه متغییر کلیدی اقتصاد ایران، نرخ رشد تولید، نرخ تورم و نرخ تزریق ارز[۷] (DMF) بیانگر وابستگی بسیار بالای اقتصاد ایران به درآمدهای ارزی است (صمصامی، ۱۳۷۸).

از سمت تقاضای کل نیز درآمدهای ارزی از طرق مختلف تقاضای کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همان‌طور که می‌دانیم اجزای اصلی تشکیل دهنده تقاضای کل شامل مصرف، سرمایه‌گذاری خصوصی، مخارج دولت، صادرات و واردات هستند. همچنین عرضه پول نیز از متغیرهای بسیار مهمی است که بر مخارج کل اثر می‌گذارد. متوسط رشد پول و نقدینگی در دوره‌های قبل و بعد از انقلاب در اقتصاد ایران همواره بالای ۲۰ درصد بوده است و نرخ‌های مذکور با افزایش درآمدهای نفتی به نزدیک ۴۰ درصد هم رسیده است (نمودار شماره ۱).

---

1. Cambridge Tradition of Keynes
2. Kalecki
3. Robinson
4. Kaldor
5. Traditional Post-Keynesian (TPK) Models
6. Shcoder

۷. منظور از نرخ تزریق ارز، رشد واردات نهاده‌های تولیدی شامل مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای و سرمایه ای است.

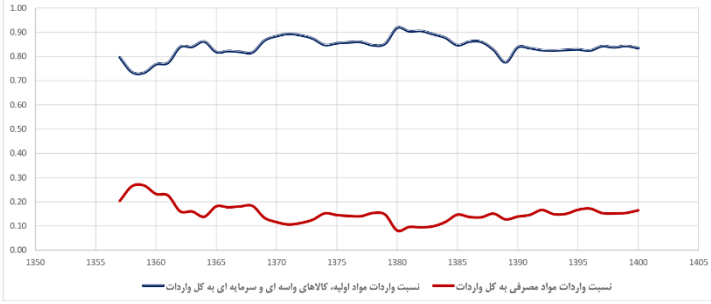


نمودار ۱: درصد تغییرات چهار متغیر شاخص قیمت‌ها، پایه پولی، نقدینگی و نرخ دلار

منبع: بانک اطلاعات سری زمانی ایران

وابستگی بخش بازرگانی خارجی کشور به درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز با بررسی ترکیب صادرات و واردات کالاها و خدمات مشهود می‌شود. بخش اعظم صادرات کشور را صادرات نفت و گاز تشکیل می‌دهد. حدود ۶۰ در صد از واردات کشور شامل واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای و در مجموع بین ۸۰ تا ۸۵ درصد واردات کشور شامل نهادهای تولیدی (مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای) است که حاکی از وابستگی سمت عرضه اقتصاد ایران به درآمدهای ارزی است (نمودار شماره ۲).

از بین متغیرهایی که به آن‌ها اشاره شد، مخارج دولتی، عرضه پول و واردات و صادرات از جمله متغیرهایی هستند که درآمدهای ارزی اثر مستقیم و قابل ملاحظه‌ای بر آن‌ها دارد.



نمودار (۲): سهم واردات مواد مصرفی، اولیه، کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای به کل واردات

منبع: بانک اطلاعات سری زمانی ایران

۲-٤- مروری بر رویکرد غالب مدل‌سازی در اقتصاد کلان

مدل‌سازی اقتصاد کلان از زمان بحران بزرگ مالی، زمانی که کاستی‌های جدی در روش‌شناسی مورد استفاده برای درک کل اقتصاد آشکار شد، تحت انتقادهای شدیدی قرار گرفته است. انتقادات به مفروضات به کار رفته در مدل‌های غالب، به ویژه این‌که عوامل اقتصادی همگن

و بهینه هستند و اقتصاد در حال تعادل است، وارد شده است. برخی محققان به دنبال بررسی یک رویکرد میان رشته‌ای برای مدل‌سازی اقتصاد کلان، با تکنیک‌های برگرفته از سایر علوم (طبیعی و اجتماعی) هستند. به طور خاص، به عنوان نمونه‌ای از چنین تکنیکی، مدل‌سازی مبتنی بر عامل را مورد بحث قرار می‌دهند که در طیف گسترده‌ای از رشته‌ها استفاده می‌شود. مدل‌های مبتنی بر عامل[1] مکمل رویکردهای موجود هستند و برای پاسخ دادن به سؤالات اقتصاد کلان که در آن پیچیدگی، ناهمگن بودن عوامل اقتصادی و انتظارات آن‌ها، شبکه‌ها و اکتشافات نقش مهمی دارند، مناسب هستند (هالن و تورل[2]، ۲۰۱۸).

بهینه‌سازی بین زمانی و چسبندگی‌ها که امروزه به طور معمول در مدل‌های DSGE استفاده می‌شود، به دنبال تجزیه و تحلیل موضوعات سیاستی واقعی هستند. اما سه ویژگی دیگر که در مدل G-Cubed[3] گنجانده شده است، یعنی پیوندهای جهانی در سرمایه و تجارت، نقش قیمت‌های نسبی در انتقال شوک‌ها بین کشورها و تغییرات در ریسک مالی، معمولاً از مدل‌های رایج DSGE که با دنیای واقعی سیاست سر و کار دارند، حذف می‌شوند (مکیبین و استوئکل[4]، ۲۰۱۸).

صرف نظر از انفجار تحقیقات اقتصادی از زمان بحران مالی، مدل‌های DSGE به نظر نمی‌رسد به جز اضافه کردن چند اصطکاک مالی برون‌زا به مدل تغییر اساسی کرده باشند. استیگلیتز (۲۰۱۸) استدلال می‌کند «انتقاد از رویکرد DSGE این نیست که این یک مدل خیلی ساده از اقتصاد است، بلکه یک مدل ساده است با یک روش غلط».

بسیاری از اقتصاددانان استدلال می‌کنند که کیفیت و محتوای اطلاعاتی داده‌های کلان اقتصادی برای این‌که نتایج منطقی داشته باشند بسیار پایین است، مگر این‌که مدل تجربی از ابتدا توسط تئوری محدود شود. بدون شک، داده‌های اقتصاد کلان اغلب با خطای اندازه‌گیری همراه هستند، اما اگر برنامه‌ریزی شده نباشند و در یک فرآیند غیر ثابت جمع شوند، ممکن است برای

---

1. Agent-based Models
2. Haldane and Turrell
3. مدل G-Cubed توسط Warwick McKibbin و Peter Wilcoxen توسعه داده شد. این مدل برای کمک به منازعات فعلی دنیای سیاست در مورد سیاست‌های محیط زیستی و تجارت بین‌الملل با تمرکز بر سیاست‌های گرم شدن کره زمین ساخته شده است، اما دارای ویژگی‌های بسیاری است که آن را برای پاسخ‌گویی به طیف وسیعی از مسائل مرتبط با مقررات زیست‌محیطی، سوالات سیاستی اقتصاد خرد و کلان مفید می سازد. این مدل یک مدل جهانی با تفکیک منطقه‌ای قابل توجه و جزئیات بخشی است. علاوه بر این، کشورها و مناطق از طریق بازارهای تجاری و مالی هم از نظر زمانی و هم از نظر بین زمانی به هم مرتبط هستند (برای مطالعه بیشتر ر.ک به (McKibbin and Wilcoxen (۱۹۹۲).
4. McKibbin and Stoeckel

تحلیل بلندمدت نگرانی زیادی ایجاد نکنند. به هر حال، به لحاظ نظری و تئوریک تخمین‌ها و اندازه‌گیری‌های کاملاً صحیح وجود ندارد و از این رو، نمی‌تواند توسط سیاست‌مداران و تصمیم‌گیران استفاده شود. پیش‌بینی‌ها، برنامه‌ها و انتظاراتی که عوامل اقتصادی انجام می‌دهند بر اساس داده‌های مشاهده شده است. برای درک حرکات مداوم به دور از تعادل، بهتر است این داده‌ها را هر چند ناقص باشند، درک کنیم (جسلیس[1]، ۲۰۲۱). گوزمن و استیگلیتز[2] (۲۰۲۱) استدلال می‌کنند که چنین فهم و استنباطی باید در چارچوب یک نظریه عدم تعادل پویا باشد:

«در توضیح رکودهای عمیق، ضروری است درک کنیم (الف) چگونه اقتصاد بازار می‌تواند چنین نوسانات بزرگی در تقاضای کل را که هم نامتناسب با هرگونه شوک برون‌زا در «متغیرهای واقعی» است و هم به اندازه‌ای بزرگ است که با بیکاری بالا همراه است را ایجاد کند و (ب) پویایی‌های تعدیل: چرا آن‌ها به گونه‌ای هستند که سطوح بالای بیکاری می‌تواند ادامه یابد. یک تئوری عدم تعادل پویای تصادفی (DSDE) بینش‌ها و روش‌هایی را در مورد فرآیندهای زیربنایی اقتصاد به ما ارائه می‌دهد که مدل‌های DSGE نمی‌توانند».

۲-۵- مروری بر مطالعات پیشین

شودر[3] (۲۰۱۷) به مقایسه‌های مدل‌های عدم تعادل تصادفی پویا (DSDE)، تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)، پساکینزی سنتی (TPK) و سنتز نئوکلاسیکی (SNC) می‌پردازد و نتیجه می‌گیرد که مدل‌های DSDE و DSGE در برخی فروض مانند بهینه‌یابی بین زمانی و انتظارات عقلایی اشتراک دارند و همچنین به مقایسه شرایط مرتبه اول[4] این مدل‌ها می‌پردازد و نهایتاً نتیجه می‌گیرد: اول، جدا از مفروضات مربوط به نحوه شکل‌گیری انتظارات، بنیادهای خرد ارتدوکسی تا حد قابل توجهی با فرضیه‌های رفتاری زیربنایی مدل‌های TPK سازگار است. دوم: اقتصادی که توسط مدل DSDE ارایه می‌شود اساساً پساکینزی است و نه نئوکلاسیک زیرا اصل تقاضای مؤثر را در بر دارد[5].

فاجیلو و رونتینی[6] (۲۰۱۲ و ۲۰۱۶) به بررسی سیاست‌های کلان اقتصادی در

---

1. Juselius
2. Guzman and Stiglitz
3. Schoder
4. First-Order Conditions
5. Schoder
6. Fagiolo and Roventini

مدل‌های DSGE و مدل‌های عامل محور[1] می‌پردازند. آن‌ها با یک بحث انتقادی از تله‌های نظری، تجربی و سیاسی-اقتصادی رویکرد مبتنی بر DSGE و ناکافی بودن چارچوب نظری غالب - سنتز جدید نئوکلاسیک- مبتنی بر مدل DSGE به تحلیل و ارائه سیاست می‌پردازند. آن‌ها پیشنهاد می‌کنند که یک روش تحقیقاتی بهتر که می‌تواند الزامات نظری قوی مدل‌های نئوکلاسیک (مانند تعادل، عقلانیت، عامل نمایندگی و غیره) را نایده بگیرد، روش اقتصاد محاسباتی مبتنی بر عامل (ACE)[2] است که آن‌ها ضمن تحلیل وضعیت روش شناختی ACE، درباره نحوه استفاده از ACE برای تحلیل مسائل سیاستی بحث کرده و به بررسی کاربردهای آن در سیاست‌های کلان اقتصادی (سیاست‌های مالی و پولی، مقررات بانکی، اصلاحات ساختاری بازار کار و مداخلات تغییرات آب و هوایی) می‌پردازند.

شودر (۲۰۲۰) یک مدل عدم تعادلی کینزی جدید برای تحلیل سیکل‌های تجاری را بررسی کرد. در این مطالعه نشان داده شد که عدم تعادل در دستمزد منجر به عدم تسویه بازارها می شود. دستمزد غیر تعادلی باعث ایجاد بیکاری شده و این به اثرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی منجر می‌شود. در این مدل‌ها بر خلاف مدل‌های استاندارد شوک تکنولوژی و عرضه نیروی کار تا حدودی از سوی بیکاری جذب می‌شود.

استیگلیتز[3] (۲۰۲۰) بحران اقتصادی ناشی از ویروس Covid-19 را با استفاده از مدل عدم تعادل پویای تصادفی بررسی و تحلیل کرده و بینش‌هایی را در مورد سیاست‌های لازم ارائه می‌دهد. چارچوب کلی این مطالعه بر سه ویژگی کلیدی تمرکز دارد: الف)-Covid19 به عنوان یک شوک بخشی با عمق و مدت نامعلوم که بر برخی بخش‌ها و فناوری‌ها بیشتر از سایر بخش‌ها اثر می‌گذارد، ب) محدودیت‌هایی در جابجایی منابع بین بخش‌ها وجود دارد، و ج) سطح بالایی از نااطمینانی در مورد این بیماری و پیامدهای اقتصادی آن وجود دارد از جمله سطح بالای رفتار احتیاطی برخی از عوامل اقتصادی با دیگران وقتی که با محدودیت‌های اعتباری شدیدتر مواجه می‌شوند. این پژوهش نشان می‌دهد به دلیل اثرات خارجی اقتصاد کلان، رفتار احتیاطی باعث تشدید رکود می‌شود و حتی در بخش‌هایی که کووید-۱۹ به طور مستقیم بر مصرف یا تولید آن‌ها تأثیر نمی‌گذارد ممکن است با بیکاری مواجه شوند. این مقاله سیاست‌هایی را توصیف می‌کند که می‌تواند رفتار احتیاطی را جهت کاهش بیکاری تعدیل کند. انعطاف‌پذیری بیشتر دستمزد ممکن

---

1. Agnet Based Model
2. Agent Based Computational Economics
3. Stiglitz

است به افزایش بیکاری منجر شود. رفتار احتیاطی نقطه مقابل رفتار تعادلی است. رویکردهای تعادلی ممکن است چارچوب مناسبی برای تجزیه و تحلیل پاندمی کرونا فراهم نکند به این دلیل که افراد می‌دانند که آینده را نمی‌دانند، قراردادهای موجود و جدید و برنامه‌ها ممکن است منسوخ- (شکسته) شوند و آن‌ها باید بتوانند به این حوادث ناشناخته پاسخ دهند.

گوژمان و استیگلیتز[1] (۲۰۲۱) در تحلیل از نظریه عدم تعادل در بازارها به این موضوع اشاره می‌کنند که عدم تسویه پیوسته بازارها منجر به اثراتی در اقتصاد کلان می‌شود. در این مطالعه اشاره شده که مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی قادر به توضیح بحران مالی ۲۰۰۸ و سایر عدم تعادل‌های اقتصادی نیستند. در حالی که مدل‌های عدم تعادل قادر به توضیح‌دهندگی اثرات شوک‌های تقاضای کل بر ناهماهنگی‌های اقتصادی است.

اولامیده و همکاران[2] (۲۰۲۲) عدم تعادل در نرخ ارز حقیقی و اثرات آن بر متغیرهای کلان اقتصادی را بررسی کردند. در این مطالعه از یک رویکرد داده‌های پنلی برای بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ برای منتخبی از کشورها استفاده شد. عدم تعادل نرخ ارز با استفاده از مدل GARCH مدل‌سازی شد و سپس اثر این عدم تعادل بر متغیرهای کلان اقتصادی در قالب روش داده‌های پنلی ارزیابی شد. نتایج به دست آمده نشان‌دهندهٔ این بوده است که عدم تعادل در نرخ ارز حقیقی به افزایش در تورم و بی‌ثباتی اقتصادی منجر می‌شود.

لازم به ذکر است بر اساس بررسی‌های انجام شده جز مطالعه مربوط به رساله دکتری صلاح‌منش (۱۳۸۱)، تحقیق دیگری در خصوص تجزیه و تحلیل سیاست‌های اقتصادی بویژه سیاست پولی در چارچوب رویکرد عدم تعادل انجام نشده است و اغلب تحقیقات داخلی در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) انجام شده است. از این رو در این قسمت به برخی تحقیقات انجام شده که از حیث مفهومی یا مدل‌سازی دارای اشتراکاتی با موضوع این مطالعه هستند، اشاره می‌شود.

صلاح‌منش (۱۳۸۱) در رساله دکتری با عنوان «ارزیابی سیاست‌های اقتصادی در قالب مدل کلان عدم تعادل» با استفاده از اطلاعات اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۵۸ و بکارگیری مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) الگویی برای اقتصاد ایران برآورد کرد. وی نشان داد که بررسی ساختار اقتصاد ایران حاکی از وجود یک دوگانگی نفتی است لیکن به دلیل ضعیف بودن ارتباط‌های پسین و پیشین بین بخش نفت و سایر بخش‌های اقتصاد، بخش نفت دارای بافتی مجزا از

---

1. Guzman and Stiglitz
2. Olamide et al.

اقتصاد ایران است و بر کلیه متغیرها و پارامترهای اقتصادی از قبیل بودجه دولت، تجارت خارجی، تولید و سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد. نتایج حاصل از برآورد معادلات و شبیه‌سازی پویای انجام شده در این رساله نشان داد که الگو نه تنها مقادیر متغیرهای درون‌زا را بسیار نزدیک شبیه‌سازی می‌کند بلکه نقاط عطف متغیرهای درون‌زا را نیز در اغلب موارد پیش‌بینی کرده است که با توجه به شاخص‌های آماری محاسبه شده مؤید اعتبار الگوی تنظیم شده است.

خیابانی و امیری (۱۳۹۳) در چارچوب یک مدل DSGE اقتصاد باز نیوکینزی *به دنبال بررسی اثرات* شوک‌های قیمت و تولید نفت خام بر متغیرهای پولی و مالی و کلان اقتصادی در اقتصاد ایران مدلی ساختند که این مدل با حضور بخش‌های خانوار، بنگاه، تجارت خارجی و با ترکیب دولت و بانک مرکزی به عنوان یک بخش واحد کالیبره و شبیه سازی شده، تشکیل شده ا ست. نتایج حا صله بر تأثیر معنادار و مثبت شوک‌های قیمت و تولید نفت خام بر سرمایه‌گذاری، تولید ملی، هزینه نهایی تولید و تورم دلالت دارند. نتایج آن‌ها همچنین نشان می‌دهد، شوک‌های یاد شده، تأثیر مثبت و معنادار بر مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی و اجزای پایه پولی دارند. بر اساس یافته‌های تحقیق، درآمدهای نفتی نقش بسزایی در شکل‌گیری سیاست‌های پولی و مالی در ایران دارند که علت اصلی آن ارتباط و وابستگی بسیار نزدیک و بالای بودجه بخش دولتی به درآمدهای ارزی بد ست آمده از فروش نفت ا ست. نتایج حاکی از آن ا ست که دولت می‌بایست تسلط خود را بر درآمدهای نفتی کاهش دهد و از طرف دیگر به سمت بودجه‌ریزی بر اساس درآمدهای مالیاتی رفته و برای کاهش دسترسی دولت به حساب ذخیره ارزی ساز و کاری اندیشیده شود.

توکلیان و افضلی ابرقویی (۱۳۹۵) به مقایسه عملکرد اقتصاد ایران در چارچوب الگوی DSGE در سه نظام ارزی شناور، شناور مدیریت شده و ثابت پرداختند. نتایج بررسی نشان می‌دهد که تورم در نظام ارزی ثابت در مقابل تکانه‌های نفتی و بهره‌وری، کمترین واریانس و در مقابل تکانه نرخ ارز بیشترین واریانس را دارد؛ همچنین هم در نظام ارزی ثابت و هم در نظام ارزی شناور، تولید بیشترین واریانس را دارد.

ولی بیگی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از رویکرد DSGE اقتصاد باز کینزی جدید، اثرات شوک‌های پولی و مخارج جاری دولت را بر متغیرهای کلان اقتصادی بویژه صادرات و واردات در ایران مورد برر سی قرار دادند. آن‌ها یک مدل DSGE با توجه به شرایط و ویژگی‌های اقتصاد ایران از جمله در نظر گرفتن بخش نفت و چسبندگی‌ها، طراحی کردند. آن‌ها برخی از پارامترهای مدل را طی دوره ۱۳۵۱تا ۱۳۹۳ کالیبره و مابقی پارامترها را با استفاده از روش بیزی برآورد کردند.

یافته‌های تحقیق از توابع عکس‌العمل آنی حاکی از آن است که شوک مثبت نرخ رشد پایه پولی موجب می‌شود که واردات افزایش یابد و صادرات کاهش و در نتیجه به بدتر شدن تراز تجاری غیر نفتی منجر می‌شود.

زهابی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از یک الگوی DSGE پویایی‌های حساب جاری و تراز تجاری در مواجهه با شوک‌های درآمد نفتی و فناوری تحت سه قاعده پولی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که با وجود اینکه قاعده سیاست‌گذاری بهینه در مواجهه با شوک درآمد نفتی و شوک فناوری، قاعده ترکیبی تورم توام با نرخ ارز است، لیکن استفاده از هدف‌گذاری ترکیبی تورم توأم با نرخ ارز در مواجهه با شوک درآمد نفتی، افزایش بیشتر نوسانات آنی حساب جاری را در پی خواهد داشت.

خسرو سرشکی و همکاران (۱۴۰۰) در مقاله‌ای با عنوان سیاست پولی بهینهٔ رمزی و نظام ارزی در قالب الگوی DSGE متناسب با اقتصاد نفتی (مورد ایران)، با توجه به ویژگی‌های یک اقتصاد نفتی برای ایران، سیاست پولی بهینهٔ رمزی و نظام ارزی متناسب با آن را انتخاب نمودند. الگوی پژوهش شامل خانوارهای ریکاردویی و غیر ریکاردویی، چسبندگی‌های اسمی (در دستمزد و قیمت‌گذاری) و چسبندگی حقیقی (در مصرف)، کالای عمومی، صادرات نفتی و غیر نفتی، نظام‌های ارزی مختلف (شناور، شناور مدیریت‌شده و ثابت) و هدف‌گذاری‌های مختلف بانک مرکزی در بخش حقیقی و پولی است. همچنین پیامدهای اجرای سیاست بهینهٔ رمزی نسبت به حالت جاری سیاست پولی کشور مورد بررسی قرار گرفته است و آثار شوک کاهش قیمت نفت، شوک افزایش تورم خارجی، شوک افزایش عرضهٔ پول و شوک افزایش رشد نرخ ارز اسمی بر متغیرهای کلان تحت الگوی پایه و سیاست پولی بهینهٔ رمزی بررسی شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد؛ اولاً، بهتر است بانک مرکزی اولویت خود را نظام ارزی شناور مدیریت شده و سیاست پولی هدف‌گذاری دوسویه تولید و تورم (با تأکید بیشتر بر تولید) را انتخاب کند و به آن وفادار بماند. ثانیاً، اگر بانک مرکزی به دنبال این است که بخش پولی و حقیقی اقتصاد در مواجهه با تکانه‌های پولی و ارزی، باثبات‌تر باشد و درگیر نوسانات نشود، بهتر است به سیاست بهینه رمزی متعهد باشد. از طرفی هر چقدر تکانه‌های خارجی نوسان و تغییرات بیشتری در متغیرهای پولی ایجاد کنند، این سیاست، ثبات بیشتری را به بخش حقیقی اقتصاد برقرار می‌کند.

نوآوری مطالعه حاضر در مقایسه با سایر مطالعات در استفاده از یک رویکرد عدم تعادل پویا تصادفی به منظور مدل سازی و توصیف شوک سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی با لحاظ عدم تعادل در بازارهای اقتصادی و استفاده از روش همیلتون – ژاکوبی – بلمن به منظور حل

الگوهای عدم تعادل است.

۳- روش و مدل تحقیق

۳-۱- خانوارها

درآمد و دارایی‌های خالص: در این مدل فرض شده که خانوارها در بازه $k\epsilon[0,1]$ طبقه‌بندی شده و دارایی اولیه آن‌ها در زمان t به میزان y_{kt} واحد است. علاوه بر این فرض شده که دارایی خانوارها دارای توزیع پواسن است. دارایی خانوارها دارای دو حالت بوده است به طوری که $y_{kt} \in \{y_1, y_2\}$ و $y_1 < y_2$. شدت انتقال از وضعیت اول به وضعیت دوم λ_1 و بلعکس آن برابر با λ_2 است (گودرزی و همکاران، ۱۳۹۸).

$$y_{kt} = z_{kt} \qquad (۱)$$

به طوری که z_{kt} بیان‌گر شوک ناشی از خصوصیات سری متغیر است. مبادله اسمی خانوارها در فضای تصادفی و همراه با اوراق بلندمدت با هم صورت می‌گیرد. همچنین فرض شده که اوراق در طول زمان دارای عایدی بهره‌ای است. اوراق قرضه صادر شده در زمان t دارای عایدی اسمی $\{\delta e^{-\delta(s-t)}\}_{s\in(t,\infty)}$ هستند، به طور کلی یک واحد از پول داخلی در طول دوران زندگی بیش از ارزش اوراق است. این امر بیان‌گر این است که سبد دارایی اوراق خانوارها به وسیله عایدی اسمی پرداختی به صورت δA_{kt} است. به طوری که δ نرخ خسارت[1]، A_{kt} بیان‌گر ارزش اسمی سبد دارایی مبتنی بر اوراق هستند. فرآیند تغییرات این ارزش به صورت معادله (۲) است:

$$dA_{kt} = (A_{kt}^{new} - \delta A_{kt})dt \qquad (۲)$$

به طوری که A_{kt}^{new} بیان‌گر ارزش اوراق جدید خریداری شده توسط خانوارها در زمان t است. برای خانوارها با موقعیت منفی خالص $(-)A_{kt}$ نشان دهنده بدهکار بودن آن‌ها است. چنان‌چه Q_t بیان‌گر ارزش اسمی بازار برای اوراق باشد قید بودجه خانوار k به صورت معادله (۳) است:

$$Q_t A_{kt}^{new} = P_t\left(y_{kt} - c_{kt}\right) + \delta A_{kt} \qquad (۳)$$

به طوری که c_{kt} بیان‌گر مصرف خانوارها است. با ترکیب دو معادله فوق پویایی مربوط به ارزش اسمی خالص ثروت حاصل می‌شود:

$$dA_{kt} = \left(\frac{\delta A_{kt} + P_t(y_{kt} - c_{kt})}{Q_t} - \delta A_{kt}\right) dt \qquad (۴)$$

ارزش حقیقی خالص ثروت برابر با $a_{kt} \equiv A_{kt}/P_t$ بوده است. پویایی مربوط به معادله ارزش حقیقی

---

[1]. Amortization Rate

خالص ثروت از ترکیب معادلات (۱) و (۴) بدست می‌آید.

$$da_{kt} = \left[\frac{\delta a_{kt}+y_{kt}-c_{kt}}{Q_t} - (\delta+\pi_t)a_{kt}\right]dt \qquad (۵)$$

به طوری که $\frac{\delta a_{kt}+y_{kt}-c_{kt}}{Q_t} = A_{kt}^{New}/P_t \equiv a_{kt}^{new}$ ارزش حقیقی اوراق جدید کسب شده در دوره t است. فرض شده که هر خانواری مواجه با محدودیت قرض‌گیری برون‌زایی به صورت معادله (۶) است:

$$a_{kt} \geq \phi \qquad (۶)$$

به طوری که $\phi \leq 0$ است.

ترجیحات: خانوار دارای ترجیحاتی در روند مصرفی c_{kt} و تورم داخلی π_{kt} با نرخ تنزیل $\rho > 0$ به صورت معادله (۷) است (شودر، ۲۰۲۰):

$$E_0\left\{\int_0^{\infty} e^{-\rho t}[u(c_{kt}) - x(\pi_t)]dt\right\} \qquad (۷)$$

تابع مطلوبیت مصرف، کران‌دار و پیوسته است که در آن $u' > 0, u'' < 0$ برای مقادیر $c > 0$ برقرار بوده است. تابع عدم مطلوبیت تورم به صورت $x' > 0$ برای $\pi > 0$ و $x' < 0$ برای $\pi < 0$ است. خانوار، میزان مصرفی را انتخاب می‌کند که در هر نقطه زمانی حداکثرکننده تابع رفاه باشد. تابع ارزش[1] خانوار در زمان t به صورت معادله (۸) است:

$$v(a,y) = \max_{\{c_s\}_{t=s}^{\infty}} E_t\left[\int_0^{\infty} e^{-\rho(s-t)}u(c_s,\pi_s)ds\right] \qquad (۸)$$

با توجه به قید معادله حرکت مربوط به خالص ثروت مطرح شده در معادله (۹) و محدودیت قرض گرفتن و خلاصه نویسی $v_{it}(a) = v(a,y_i)$ تابع ارزش خانوار در مقدار درآمد پایین (i=1) و درآمد بالا (i=2) معادله همیلتون – ژاکوبی – بلمن[2] (HJB) تابع فوق به شکل زیر مطرح شده است (کانور و همکاران، ۱۳۹۸):

$$\rho v_{it}(a) = \frac{\partial v_{it}}{\partial t} + \max_c\left\{u(c) - x(\pi_t) + s_{it}(a,c)\frac{\partial v_{it}}{\partial a}\right\} + \lambda_i[v_{jt}(a) - v_{it}(a)] \qquad (۹)$$

برای $i,j = 1,2$ و $i \neq j$ به طوری که $s_{it}(a,c)$ تابع به عنوان یک متغیر هم وضعیت معرفی می‌شود که به صورت معادله (۱۰) بوده است.

---

1. Value Function
2. Hamilton-Jacobi-Bellman

$$s_{it}(a,c) = \frac{\delta a + y_i - c}{Q_t} - (\delta + \pi_t)a \qquad (۱۰)$$

شرط مرتبه اول F.O.C برای مصرف به صورت معادله (۱۱) است:

$$u'\left(c_{it}(a)\right) = \frac{1}{Q_t}\frac{\partial v_{it}(a)}{\partial a} \qquad (۱۱)$$

به طوری که $c_{it}(a) \equiv c(a, y_i)$ است. بنابراین با افزایش در قیمت اوراق، مصرف خانوار افزایش یافته و با افزایش در شیب تابع ارزش، مصرف کاهش پیدا کرده است. یک قیمت بالای اوراق (هم ارز، عایدی پایین) انگیزه افزایش در مصرف و کاهش در پس‌انداز را بوجود می‌آورد. بر اساس ویژگی‌های بیان شده می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تابع ارزش خانوار به صورت اکیداً مقعر بوده بر این اساس با افزایش در خالص ثروت، مطلوبیت نهائی مصرف کاهش پیدا می‌کند ($\frac{\partial u'}{\partial a} < 0$).

۳-۲- بنگاه

تولیدکننده‌ی نهایی: بنگاه تولیدکننده کالای نهایی کالاهای متمایز تولید شده توسط بنگاه‌های تولید کننده کالاهای واسطه را می‌خرد و از ترکیب زنجیره کالاهای واسطه، کالای نهایی تولید می‌کند. تولید کننده نهایی که بر اساس رقابت کامل در بازار عمل می‌کند، کالاهای واسطه‌ای که متمایزند و با کشش جانشینی θ جانشین ناقص یکدیگرند را تحت تابع تولید استاندارد با کشش جانشینی ثابت[1] تولید می‌کند:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di\right]^{\frac{\theta-1}{\theta}}, \theta > 1 \qquad (۱۲)$$

تولید کننده نهایی مقداری از کالاهای متمایز واسطه را با توجه به قیمت آن‌ها خریداری می‌کند که سودش را حداکثر کند. یعنی:

$$max Y_t(i)\left\{P_t\left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di\right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} - \int_0^1 P_t(i)Y_t(i)\, di\right\} \qquad (۱۳)$$

از این حداکثرسازی تابع تقاضای زیر به دست می‌آید:

$$Y_t(i) = \left[\frac{P_t(i)^{-\theta}}{P_t}\right] \qquad (۱۴)$$

شرط سود صفر در بخش بنگاه نهایی، شاخص قیمت کالای نهایی را به صورت معادله (۱۵) ارائه می‌دهد:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\theta} di\right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

[1]. Constant Elasticity of Substitution

(۱۵)

تولید کننده واسطه: کالاهای واسطه توسط زنجیره‌ای از بنگاه‌ها که توسط اندیس $i \in [0,1]$ مشخص می‌شود، تولید می‌شوند.

$$Y_t(i) = N_t(i) \qquad (۱۶)$$

در اینجا فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس مفروض بوده است. محدودیت دوم تابع تقاضایی است که بنگاه با آن مواجه است و محدودیت سوم این‌که در هر دوره برخی از بنگاه‌ها قادر به بهینه کردن قیمت‌ها نیستند. در بخش کالاهای واسطه فرض شده قیمت‌ها دارای چسبندگی هستند. در حقیقت تولید کننده واسطه‌ای به مثابه رقابت-انحصاری عمل می‌کند و قیمت خود را بر اساس فرآیند قیمت‌گذاری کالوو[1] تنظیم می‌کند. در هر دوره احتمال ثابت $(1-\alpha)$ وجود دارد که بنگاه بتواند قیمت خود را مجدداً بهینه کند و با احتمال α نمی‌تواند قیمت خود را بهینه کند. α درجه انعطاف ناپذیری اسمی را اندازه‌گیری می‌کند، α بزرگتر نشان می‌دهد هر دوره تعداد کمتری از بنگاه‌ها قیمت خود را بهینه می‌کنند و زمان انتظاری بین تغییر قیمت‌ها افزایش می‌یابد. به پیروی از کریستیانو و همکاران[2] (۲۰۰۵) این فرض در نظر گرفته شده که بنگاه‌هایی که نمی‌توانند قیمت خود را بهینه کنند، قیمت‌های خود را کامل یا ناقص بر اساس سطح تورم دوره قبل تنظیم می‌کنند، این فرض را شاخص بندی[3] قیمت می‌گویند. یعنی بنگاه‌هایی که قیمت خود را بهینه‌یابی نکرده‌اند، قیمت‌های خود را مطابق قاعده ساده (۱۷) به روز می‌کنند:

$$P_t^*(i) = \pi_{t-1}^{\varepsilon} P_{t-1}^*(i) \qquad (۱۷)$$

به طوری که $\varepsilon \in [0,1], \pi_{t-1} = \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}$ پارامتری بوده که درجه شاخص‌بندی را اندازه می‌کند. با این‌که بنگاه‌های منفرد، تولید متفاوت دارند اما از تکنولوژی یکسان استفاده کرده و با تابع تقاضا با کشش مشابه مواجه‌اند. در واقع بنگاه‌ها مانند هم بوده، به جز این مسئله که قیمت‌های خود را در تاریخ‌های مختلف در گذشته بهینه کرده‌اند. بنابراین همه بنگاه‌ها با یک مسئله مواجه‌اند و همه بنگاه‌ها قیمت خود را یکسان تعیین می‌کنند. مسئله قیمت‌گذاری بنگاه از شرط مرتبه اول بدست می‌آید و توسط رابطه (۱۸) نشان داده می‌شود:

$$\max_{p_t^*} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j \Delta_{t,t+j} \left(\frac{p_t^*(i) \prod_{t,t+j-1}}{p_{t+j}} Y_{t+j-1}(i) - TC_{t+j}^r(Y_{t+j}(i)) \right) \qquad (۱۸)$$

---

1. Calvo
2. Christiano, Eichenbaum and Evans
3. Indexation

$$s.t\ Y_{t+j-1}(i) = \left[\frac{p_t^*(i)}{p_t}\right]^{-\theta} Y_{t+j} \qquad (۱۹)$$

به طوری که $p_t^*(i)$ قیمت بهینه جدید بنگاه iام بوده است و $TC_{t+j}^r(Y_{t+j}(i))$ تابع هزینه کل حقیقی و $\Delta_{t,t+j}$ عامل تنزیل تصادفی بنگاه است که برابر با $\beta^i\left(\frac{C_{t+i}}{C_t}\right)^{-\sigma}$ بوده که برای $\prod_{t,t+j-1} = \pi_t^\varepsilon, \pi_{t+1}^\varepsilon \dots \pi_{t+j-1}^\varepsilon = \prod_{1=0}^{j-1} \pi_{i=0}^{j-1}$ ، $j > 0$ و به ازای $j=0$ با حل شرط مرتبه اول منجر به رابطه کالوو برای قیمت‌گذاری می‌شود.

$$P_t^*(i) = \frac{\theta}{\theta-1}.\frac{E_t\sum_{j=0}^{\infty}\alpha^j\Delta_{t,t+j}[P_{t+j}^{\theta}Y_{t+j}MC_{t+j}^r]}{E_t\sum_{j=0}^{\infty}\alpha^j\Delta_{t,t+j}[P_{t+j}^{\theta-1}Y_{t+j}]} \qquad (۲۰)$$

MC_t^r هزینه نهایی را نشان می‌دهد.

۳-۳- بخش خارجی

کشور داخلی از دو راه تحت تاثیر جهان خارج قرار می‌گیرد. یکی از طریق تجارت کالای مصرفی و دیگری از طریق بازارهای مالی بین‌المللی. در اینجا متغیر حساب سرمایه با cap_t و متغیر حساب جاری با cur_t نمایش داده شده است. طبق تعریف، حساب سرمایه نمایان‌گر سطح بدهی خالص و حساب جاری است.

$$cap_t = (d_{t+1}^f - d_t^f)Q_t \qquad (۲۱)$$

$$cur_t = (ex_t - Q_t im_t) - r_t^f d_t^f Q_t \qquad (۲۲)$$

در این مدل فرض شده است که تراز پرداخت‌ها bp_t در عدم تعادل قرار دارد.

$$bp_t \neq 0$$
$$bp_t = cap_t + cur_t$$
$$0 \neq cap_t + cur_t$$

بر این اساس معادلات مربوط به تراز پرداخت‌ها به صورت زیر است:

$$0 \neq (ex_t - Q_t im_t) - r_t^f d_t^f Q_t \qquad (۲۳)$$

$$(d_{t+1}^f - d_t^f)Q_t \neq \left(ex_t - Q_t im_t\right) - r_t^f d_t^f Q_t \qquad (۲۴)$$

$$d_{t+1}^f \neq (1 + r_t^f)d_t^f - \left(\frac{ex_t}{Q_t} - im_t\right) \qquad (۲۵)$$

روابط فوق در برگیرنده‌ی این مفهوم هستند که کشور داخلی جهت پوشش دادن پرداخت‌های بهره‌ای سررسید شده، بر حجم بدهی خارجی خود می‌افزاید که این امر موجب نقصان در تراز پرداخت‌ها می‌شود. نرخ بهره‌ی مربوط به بدهی خارجی به صورت متغیر برون‌زایی در نظر گرفته می‌شود که به میانگین جهانی نرخ بهره $\bar{r}^w$ و بدهی خارجی d_t^f (مقدار انحراف از حالت تعادلی آن) بستگی دارد. با فرض وجود جابجایی کامل سرمایه، در بلندمدت، میانگین نرخ بهره در جهان

خارج برابر است با مقدار تعادلی داخل کشور و نرخ‌های بهره‌ی بدهی خارجی. بنابراین: $\bar{r}^{w} = \bar{r}^{f}$ که در آن $\bar{r}^{f}$ مقدار تعادلی r^{f} است. جهت ایستا کردن، کشش نرخ بهره بدهی خارجی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$r_t^f = \bar{r}^f + \varphi(e^{(d_t^f - \bar{d}^f)} - 1) \quad (۲۶)$$

اضافه پرداخت بدهی کشور داخلی عبارتست از:

$$prem_t = \varphi(e^{(d_t^f - \bar{d}^f)} - 1) \quad (۲۷)$$

که در آن $\bar{d}^{f}$ مقدار تعادلی d_t^f و φ یک پارامتر است. در این بخش نرخ بهره خارجی برای سرمایه‌گذار برون‌زا است.

۳-٤- دولت و مقام پولی

مهمترین بخش مدل مطالعه حاضر، مدل‌سازی دولت و بانک مرکزی است. به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در ایران، نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت دو بخش مجزا مدل‌سازی نمود، بلکه باید هر دوی این دو بخش را در یک چارچوب در نظر گرفت. فرض بر این است که هدف دولت متوازن نگه داشتن بودجه خود است. در این مورد بانک مرکزی نیز به نحوی عمل می‌نماید که دولت به هدف اصلی خود دست یابد. همچنین به دلیل اینکه هدف بانک مرکزی حفظ ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی است، در کنار کمک به دولت در رسیدن به هدف خود، بانک مرکزی سعی دارد تا سیاست‌گذاری پولی خود در جهت رسیدن به اهدف خود که شامل ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی است تنظیم کند.

دولت سعی دارد تا هزینه‌های خود به شکل مخارج جاری و عمرانی را از طریق درآمدهای حاصل از دریافت مالیات یکجا از خانوارها، فروش اوراق مشارکت و درآمد حاصل از فروش نفت متوازن سازد. در صورت توازن بودجه از طریق این سه نوع منبع درآمد، خلق پولی اتفاق نخواهد افتاد و بانک مرکزی قادر به اعمال سیاست پولی بدون در نظر گرفتن محدودیت بودجه دولت خواهد بود. اما چنان‌چه با وجود این سه منبع درآمدی، کسری اتفاق افتد، دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی (یا برداشت از سپرده‌های خود نزد بانک مرکزی)، که به معنی خلق پول است، اقدام به تأمین مالی کسری بودجه خود خواهد کرد و این به معنی سلطه مالی است. با این حال نکته قابل توجه آن است که فروش ارز حاصل از درآمدهای نفتی به دولت نیز خود در پایه پولی منعکس خواهد شد. لذا آن‌چه در قید بودجه دولت به صورت تغییرات پایه پولی منعکس می‌شود، ترکیب درآمدهای نفتی و برداشت از سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی است. با این توضیحات به بیان

ریاضی، قید بودجه دولت عبارت است از (توکلیان، ۱۳۹۳):

$$G_t + (1+r_t)\frac{B_{t-1}}{P_t} + T_t = Ta_t + \tau_{1t}n_t + \tau_{2t}cc_t + \tau_{3t}imc_t + \tau_{4t}cor_t + \frac{w.OR_t}{p_t^c} + \frac{B_t}{P_t} + \frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t} \quad (۲۸)$$

به طوری که Ta_t مالیات مقطوع، $\tau_{1t}n_t$ درآمد مالیاتی ناشی از مالیات بر درآمد نیروی کار، $\tau_{2t}cc_t$ مالیات بر مصرف، $\tau_{3t}imc_t$ مالیات بر واردات و $\tau_{4t}cor_t$ مالیات بر شرکت است. B_t اوراق قرضه، $\frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t}$ تغییرات در پایه پولی، T_t پرداخت‌های انتقالی دولت و G_t مخارج دولت است. OR_t درآمدهای نفتی دولت است. علاوه بر این دولت (w) درصد از درآمد نفت را از طریق بودجه خرج می‌کند.

پایه پولی به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود که در آن DC_t اعتبارات داخلی و FR_t ذخایر خارجی (خالص دارایی‌های خارجی) بانک مرکزی است. در واقع، در این رابطه فرض شده عمده بانک‌ها نیز تحت تملک دولت هستند. بنابراین، خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و خالص بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در مجموع اعتبارات داخلی را تشکیل می‌دهد.

$$MB_t = DC_t + FR_t \quad (۲۹)$$

با تقسیم طرفین این رابطه بر P_t پایه پول حقیقی بدست خواهد آمد. فرض شده که انباشت دارایی‌های خارجی حقیقی بانک مرکزی به صورت رابطه (۳۰) باشد:

$$mb_t = dc_t + fr_t \quad (۳۰)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega or_t \quad (۳۱)$$

در واقع، در این رابطه فرض شده که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به نحوی است که به میزان فروش مستقیم درآمدهای حاصل از نفت OR_t به وسیله دولت به بانک مرکزی بستگی دارد. به عبارت دیگر، فرض بر این است که دولت $\omega \in (0,1)$ درصد از درآمدهای نفتی خود را مستقیماً به بانک مرکزی فروخته و تبدیل به ریال می‌کند و $1-\omega$ درصد از آن را در صندوق توسعه ملی نگه می‌دارد. بنابراین، تصمیم گیری در مورد نحوه خرج کردن درآمدهای نفتی جدید توسط پارامتر ω مشخص می‌شود. در نتیجه، موجودی حقیقی صندوق نیز از فرایند زیر تبعیت می‌کند که در آن $1-\omega$ درصد از درآمد نفت در هر دوره به این صندوق واریز می‌شود.

$$nfr_t = \frac{nfr_{t-1}}{\pi_t} + (1-\omega)or_t \quad (۳۲)$$

با توجه به اینکه در اقتصاد ایران، هدف اصلی بانک مرکزی کنترل حجم پول و نقدینگی است و نرخ بهره اسمی وجود ندارد، در این مطالعه از قاعده‌های مشابه قاعده تیلور استفاده شده که

در آن ابزار اولیه سیاست‌گذار پولی به جای نرخ بهره اسمی، نرخ رشد نقدینگی است و در این قاعده، دو عامل انحراف تورم از تورم هدف و شکاف تولید به صورت انحراف تولید از روند بلندمدت آن، در تعیین نرخ رشد حجم نقدینگی اهمیت دارند. همچنین، نرخ تورم هدف (π^*) با توجه به اهداف تورم در برنامه‌های توسعه، انتخاب شده است. در ادامه، به بررسی چگونگی رفتار سیاست‌گذار پولی بهینه در اجرای این قاعده سیاستی پرداخته شده است.

$$m_t = \alpha_0 + \alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2(y_t - y^*) + \varepsilon_t^m \quad (۳۳)$$

که در آن m_t نرخ رشد نقدینگی، $(\pi_t - \pi^*)$ انحراف تورم از تورم هدف، $(y_t - y^*)$ شکاف تولید است. همچنین جمله اخلال ε_t^m دارای میانگین صفر با توزیع نرمال به صورت $\varepsilon_t^m \sim N(0, \sigma_r^2)$ است. هر گاه در مدل برآورد شده ضریب نرخ تورم بزرگتر از یک باشد در این صورت بانک مرکزی ابزار سیاست پولی خود را در واکنش به تورم بالاتر افزایش می‌دهد. دوره‌هایی که در آن، رفتار سیاست پولی به طور توانمند نسبت به تورم واکنش نشان می‌دهد، سیاست پولی فعال نامیده می‌شود. همچنین، به دوره‌هایی که در آن، رفتار سیاست پولی واکنش توانمندی نسبت به تورم از خود نشان نمی‌دهد، سیاست پولی منفعل اطلاق می‌شود. در مدل ذکر شده تعادل در بازار کالاهای مصرفی به صورت زیر است:

$$\sum_{i=1,2} v_i \left(c_{i1t} - c_{i2t} - n_{it}\right) + \bar{G}_t = 0 \quad (۳۴)$$

تعادل بازار دارایی به صورت زیر است:

$$\sum_{i=1,2} v_i B_{it+1} = B_{t+1} \quad (۳۵)$$

$$\sum_{i=1,2} v_i M_{it+1} = M_{t+1} \quad (۳۶)$$

به منظور دستیابی به سیاست پولی بهینه تحت شرایط تعهد فرض می‌شود که در تمامی تخصیص‌های بهینه انجام شده $\{c_{i1t}, c_{i2t}, n_{it}\}_{i=1,2,t\geq 0}$ و مقدار تراز مانده نقدی $m_{i0}, i = 1,2$ داریم:

$$\max_{m_{10}, \{c_{i1t}, c_{i2t}, n_{it}\}_{i=1,2,t\geq 0}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \sum_{i=1,2} \eta_i U^i(c_{it}, n_{it}) \quad (۳۷)$$

نسبت به:

$$\frac{u_{11t}}{u_{12t}} = \frac{u_{21t}}{u_{22t}}$$

$$\frac{u_{i1t}}{u_{i2t}} \leq 1, i = 1,2$$

$$\frac{u_{11t}}{u_{1nt}} = \frac{u_{21t}}{u_{2nt}}$$

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[u_{i1t}c_{i1t} + u_{i2t}c_{i2t} + u_{int}n_{it}\right] = \left[u_{i10} + u_{i20}b_{i0}\right]\frac{m_{i0}}{p_0} \quad (۳۸)$$

$m_{20} = \phi_m m_{10}$

بر اساس بهینه‌یابی صورت گرفته کارگزار نوع ۱ تحت تاثیر $(1-\tau_t)Q_{t-1}$ و کارگزار ۲ تنها تحت تاثیر نرخ مالیات درآمد نیروی کار و نرخ بهره اسمی مثبت است. ارزش پایین قیمت دارایی (غیر نقدی) Q_t منجر به افزایش قیمت کالای مصرفی کارگزاران نوع ۱ می‌شود. برای کارگزار نوع ۲ این امر بستگی به نسبت قیمت کالای مصرفی خریداری شده به صورت نقد به کالای مصرفی خریداری شده به صورت اعتباری در زمان t است. اگر کالای نقدی و اعتباری جانشین ناخالص برای یکدیگر باشند، میزان کالای مصرفی خریداری شده به صورت اعتباری با کاهش در قیمت دارایی کاهش خواهد یافت. اگر وزن کالای مصرفی خریداری شده به صورت اعتباری در تابع مطلوبیت کارگزار ۲ و وزن کارگزار نوع ۲ در تابع ترجیحات و قید بودجه دولت بالا باشد، در این صورت برای بهینگی باید نرخ تنزیل مثبت باشد زیرا در این صورت قیمت مصرف برای کارگزار ۲ نسبت به کارگزار ۱ کمتر است. بنابراین افزایش در نرخ تورم برای بازتوزیع ثروت در بین خانوارها زمانی توسط دولت رخ می‌دهد که دولت توانایی و دسترسی کافی برای ابزار توزیع‌کننده منابع مالی بین خانوارها نداشته باشد.

اگر دولت بتواند درآمد مالیاتی ناشی از مالیات بر حقوق و دستمزد داشته باشد در این صورت تعادل مدل رمزی به صورت $Q_t = 1, t \geq 0$ است. اگر دولت بتواند نرخ‌های مالیاتی متفاوتی بر کارگزاران مختلف وضع کند این شرایط منجر به این می‌شود که در تعادل قیمت نسبی کالاهای مصرفی خریداری شده به صورت نقد و اعتباری برابر شود. چنانچه $\overline{\eta}_1$ وزن بهینه پارتویی باشد، در این صورت برای خنثی بودن اثر سیاست مالی باید شرایط زیر برقرار باشد:

$$\frac{u_{12t}/U_2^1}{u_{22t}/U_2^2} = \frac{\overline{\eta}_1}{v_1}\left(\frac{\overline{\eta}_2}{v_2}\right)^{-1}, t > 0 \qquad (۳۹)$$

در این مدل فرض شده که بانک مرکزی از طریق کنترل رشد حجم پول در کشور در پی کنترل تورم است. این عمل می‌تواند از طریق ابزارهای سیاستی از قبیل نرخ تسهیلات و سپرده‌ها و ... صورت گیرد.

۵-۳- حل الگوی غیر تعادلی

وضعیت اقتصاد در زمان t با توجه به تابع چگالی مشترک ثروت خالص و درآمد به صورت معادله (۴۰) است (گودرزی و همکاران، ۱۳۹۸):

$$f_t(a,y) \equiv \{f_t(a,y_i)\}_{i=1}^2 \equiv \{f_{it}(a)\}_{i=1}^2 \qquad (۴۱)$$

چنانچه $s_{it}(a, c_{it}(a)) \equiv s_{it}(a)$ باشد انتقال ثروت خالص حقیقی فرد در سیاست مصرف بهینه رخ

می‌دهد. پویایی‌های تابع چگالی درآمد- ثروت خالص بوسیله کلوموگروف آتی (KF)[1] به صورت معادله (۴۲) است:

$$\frac{\partial f_{it}(a)}{\partial t} = -\frac{\partial}{\partial a}\left[s_{it}(a) f_{it}(a)\right] - \lambda_i f_{it}(a) + \lambda_j f_{jt}(a) \qquad (۴۲)$$

در ادامه فرض می‌شود که بانک مرکزی وزن‌های پارتویی را به هر خانوار در راستای حداکثرسازی رفاه می‌دهد. چنان‌چه مقام پولی اعتبار کافی برای تعهد مسیر آتی تورم (مساله رمزی[2]) را داشته باشد و مساله سازگاری زمانی در تصمیم بانک مرکزی در مورد تورم جاری بهینه در وضعیت جاری اقتصاد (تعادل مارکوف – اشتاکلبرگ[3]) وجود داشته باشد می‌توان نقش سیاست پولی مبتنی بر قاعده و صلاحدید را مورد بررسی قرار داد. فرض می‌شود که بانک مرکزی خیر اندیش بوده و به دنبال حداکثرسازی رفاه کل اجتماع باشد. تابع رفاه اجتماعی به صورت (۴۳) است:

$$W_0 \equiv E_{f_0(a,y)}[v_0(a,y)] \qquad (۴۳)$$

معیار رفاهی فوق را می توان به صورت عبارت (۴۴) نوشت:

$$W_0 = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} E_{f_{t(a,y)}}\left[u\left(c_t(a,y)\right) - x(\pi_t)\right]dt \qquad (۴۴)$$

حالت اول: چنان‌چه بانک مرکزی متعهد به مسیر تورمی $\{\pi_t\}_{t\in[0,\infty)}$ در زمان صفر باشد. مسیر تورم بهینه تابعی از توزیع اولیه $f_0(a,y)$ به صورت $\pi_t \equiv \pi^R[f_0(.),t]$ است. تابع ارزش بانک مرکزی به صورت معادله (۴۵) است.

$$W^R[f_0(.)] = \max_{\{\pi_t, Q_t, v_t(.), c_t(0), f_t(0)\}\in[0,\infty)} \int_0^{\infty} e^{-\rho t} E_{f_{t(a,y)}}\left[u\left(c_t(a,y)\right) - x(\pi_t)\right]dt \qquad (۴۵)$$

با توجه به قانون حرکت توزیع متغیرها اگر مقادیر v, f, c و Q در مساله ۴۵ حل شود با مقدار داده شده π مدل غیر تعادلی محاسبه می‌شود. با حل مساله رمزی در مورد تورم بهینه می‌توان مسیر تورم را به صورت زیر استخراج کرد (شودر، ۲۰۲۰):

$$x'(\pi_t) = E_{f_{t(a,y)}}\left[Q_t(-a)u'\left(c_t(a,y)\right)\right] + \mu_t Q_t \qquad (۴۶)$$

$$\frac{d\mu_t}{dt} = (\rho - \bar{r} - \delta - \pi_t)\mu_t - E_{f_{t(a,y)}}\left[-a^{new}(a,y)u'\left(c_t(a,y)\right)\right] \qquad (۴۷)$$

---

1. Kolmogorov Forward
2. Ramsey Problem
3. Markov Stackelberg Equilibrium

معادله فوق بیان‌گر تورم بهینه تحت شرایط تعهد است. بر این اساس عدم مطلوبیت نهائی تورم برابر با دو جزء است. جزء اول $E_{f_t(.)}\{Q_t(-a)u'(c_t(.))\}$ بیان‌گر میانگین ارزش حقیقی بازاری خالص تعهدات خانوارها است که بوسیله مطلوبیت نهائی مصرف خانوارها وزن داده شده است. بخش دوم در معادله فوق ارزش تعهد بانک مرکزی در زمان t است. تحت شرایط تعهدی در حالت حدی $\rho \to \bar{r}$ نرخ تورم بهینه در شرایط تعادل پایدار به سمت صفر حرکت می‌کند.

حالت دوم: تحت شرایط صلاحدیدی، بانک مرکزی نمی‌تواند تعهدی برای تورم آتی بدهد. نرخ تورم در هر نقطه زمانی بستگی به مقدار تورم در هر زمان و توزیع ثروت – درآمد $\pi_t \equiv [f_t(.)]\pi^M$ دارد. تحت چنین شرایطی تابع ارزش مربوط به بانک مرکزی در زمان t به صورت معادله (۴۸) است:

$$W^M[f_t(.)] = \lim_{\Delta t \to 0} W^M_{\Delta t}[f_t(.)] \quad (۴۸)$$

$$W^M_{\Delta t}[f_0(.)] = \max_{\{\pi_t, Q_t, v_t(.), c_t(0), f_t(0)\} \in [t, t+\Delta t)} \int_t^{t+\Delta t} e^{-\rho(s-t)} E_{f_{s(a,y)}}[u(c_s(a,y)) - x(\pi_s)]ds + e^{-\rho \Delta t} W^M_{\Delta t}[f_{t+\Delta t}(.)] \quad (۴۹)$$

با حل معادله فوق نرخ تورم تحت شرایط صلاحدید به صورت (۵۰) است:

$$x'(\pi_t) = E_{f_{t(a,y)}}[Q_t(-a)u'(c_t(a,y))] \quad (۵۰)$$

تحت شرایط صلاحدیدی، تورم منجر به بازتوزیع ثروت می‌شود. بر این اساس، تحت شرایط سیاست پولی بهینه صلاحدیدی که منجر به تورش تورمی می‌شود. تورم بهینه در این شرایط همواره مثبت است.

٤- برآورد مدل تجربی

در راستای مدل‌سازی تحقیق متغیرها شامل مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت، درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، نرخ تورم، نقدینگی، کسری بودجه دولت، ذخایر خارجی، پایه پولی و نرخ سپرده‌های بانکی در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۰ بوده است.

جدول ۱: مقادیر پارامترهای مدل پایه

	α	β	γ	v_1
	۰/۷۹	۰/۹۵	۱/۱۲	۰/۵۴
σ	۰/۷	۰/۸	۰/۹	۱
ψ	۰/۵۲	۰/۵۴	۰/۶۰	۰/۵۵
ψ_1	۰/۸۴	۰/۸۳	۰/۸۱	۰/۸۲
ψ_2	۰/۸۶	۰/۸۴	۰/۸۲	۰/۸۳

منبع: نتایج حاصل از تحقیق

اطلاعات مورد استفاده از وب سایت بانک مرکزی ایران و همچنین گزارش‌های فصلی منتشر شده توسط بانک مرکزی در بخش پولی و بانکی استخراج شده است. برآوردهای صورت گرفته در نرم افزار متلب انجام شده است. بر اساس بهینه‌یابی‌های صورت گرفته پارامتر σ بیانگر کشش جانشینی بین دوره‌ای نیروی کار است. حال بر اساس برآوردهای صورت گرفته کشش جبرانی عرضه نیروی کار معادل ۰,۲۸ است، در این صورت کشش بهره‌ای تقاضای پول به صورت ۲,۸۶ بدست آمده است. مقدار سطح بدهی دولت در حالت پایدار ٪۴۰,۹ از GDP زمانی که $\tau = 0.32$ است.

ناهمگنی در نگهداری دارایی‌های اسمی و تقاضا برای خرید کالا دلالت بر این دارد که سیاست پولی اثرات توزیعی و سازگاری زمانی دارد که توازن بین بازتوزیع ثروت و انگیزه کارایی وجود داشته باشد. در ادامه به منظور برآورد تاثیر شوک ناشی از سیاست پولی در مرحله اول معادلات حل شده و پارامترهای الگو محاسبه می‌شوند. در ادامه به منظور برآورد پارامترهای ساختاری الگو از روش برآورد بیزین و الگوریتم متروپلیس– هستیگز با تکرار یک میلیون واحد و دو بلوک استفاده شده است. نتایج تخمین الگو در جدول (۲) آمده است:

جدول ۲: نتایج تخمین پارامترهای مدل

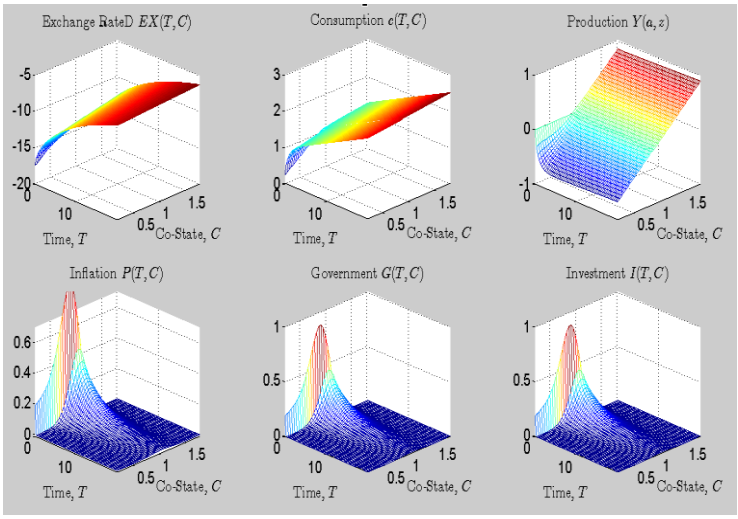
پارامتر	مقدار پیشین	تابع توزیع پیشین	مقدار پسین
نرخ تنزیل ذهنی	۰/۹۸	بتا	۰/۹۹
معکوس کشش عرضه نیروی کار	۲/۰۵	گاما	۲/۰۶
نرخ استهلاک	۰/۰۱۳	بتا	۰/۰۱۳
معکوس کشش جانشینی مصرف بین دوره‌ای	۱/۵	گاما	۱/۶۵
معکوس کشش تقاضای پول	۱/۵۲	گاما	۱/۷۴
هزینه تعدیل یا درجه چسبندگی قیمت	۱۰/۵	گاما	۱۰/۸
درجه تعدیل قیمت‌ها نسبت به نرخ تورم	۰/۵۲	بتا	۰/۵۸
ضریب وزن اهمیت وقفه نرخ رشد پایه پولی در قاعده پولی	۰/۷	بتا	۰/۷
ضریب وزن اهمیت نرخ تورم در قاعده پولی	−۱/۵۸	نرمال	−۱/۵۸
ضریب وزن اهمیت شکاف تولید در قاعده پولی	−۱/۷۲	نرمال	−۱/۷۲
ضریب همبستگی شوک سیاست پولی	۰/۱۸	بتا	۰/۱۸
انحراف معیار شوک سیاست پولی	۰/۰۱	گامای معکوس	۰/۰۱

منبع: نتایج حاصل از تحقیق

در ادامه با استفاده از روش حل همیلتون – ژاکوبی – بلمن و همچنین رویکرد حل انتظارات کولوموگروف نتایج حاصل از شبیه‌سازی اثر شوک سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی با

لحاظ عدم تعادل در بازارها مدل‌سازی گردیده است.

در نمودارهای فوق واکنش متغیرها در طول زمان به شوک وارد شده از ناحیه سیاست پولی همراه با متغیر هم وضعیت به منظور لحاظ عدم تعادل در مدل نمایش داده شده است. متغیر انحراف ارز در واکنش به شوک سیاست پولی افزایش یافته است و با تغییر در متغیر هم وضعیت این عدم تعادل و انحراف در نرخ ارز در طول زمان افزایش یافته است. مشاهده گردید که شوک سیاست پولی از طریق ایجاد عدم تعادل در قیمت‌ها منجر به انحراف در نرخ ارز شده است. واکنش مخارج مصرفی نیز به شوک سیاست پولی در طول زمان فزاینده بوده است. نتایج بدست آمده بیان‌گر این است که با وارد شدن شوک سیاست پولی از طرق متغیر هم وضعیت و عدم تعادل در بازار پول و ارز منجر به ایجاد فشار قیمتی و افزایش در مخارج مصرفی خانوارها شده است و این روند در طول زمان صعودی بوده است. متغیر انحراف تولید نیز در واکنش به شوک سیاست پولی افزایش داشته است.



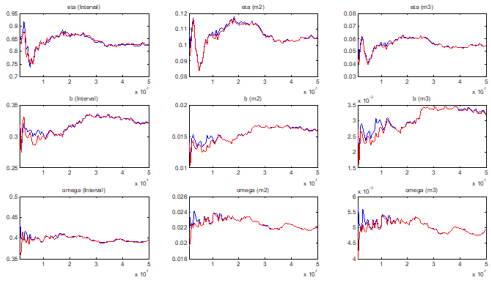
شکل ۱: نتایج حاصل از شوک سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی

منبع: نتایج حاصل از تحقیق

این واکنش به گونه‌ای بوده است که در طول زمان با وارد شدن شوک سیاست پولی و ایجاد عدم تعادل در بازارها منجر به افزایش در انحراف تولید شده و در طول زمان انحراف بیشتری داشته است. متغیر تورم نیز در واکنش به شوک سیاست پولی دارای بی‌ثباتی شده و مشاهده گردید که در طول زمان با افزایش در عدم تعادل و همراه با تغییر در متغیر وضعیت نرخ تورم افزایش شدید داشته

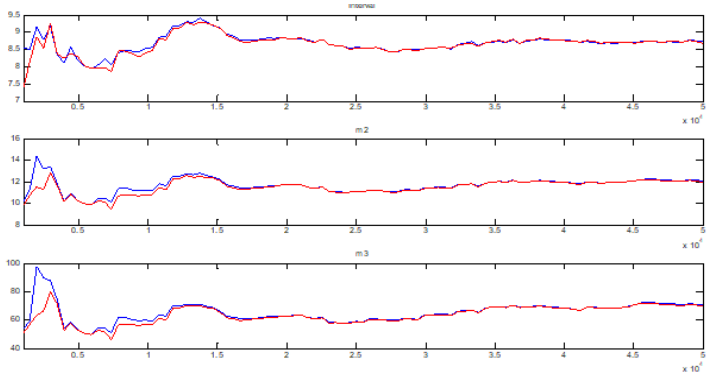
و به مرور در طول زمان کاهش یافته است. در نهایت متغیرهای سرمایه‌گذاری و مخارج دولت نیز در واکنش به شوک سیاست پولی افزایش یافته و دچار عدم تعادل شده اما شدت این عدم تعادل در طول زمان کاهش داشته و بیشترین واکنش در ابتدای دوره صورت گرفته است.

یکی از نتایج مهم مدل پویا ارائه شکل‌هایی با عنوان زنجیره مارکوف تجربه مونت-کارلو (MCMC) است. در نمودار (۳) و نمودار (۴) به ترتیب نتایج گشتاورهای اول، دوم و سوم MCMC و آزمون بازتشخیصی چند متغیره آورده شده است.



نمودار ۳: گشتاورهای اول، دوم و سوم زنجیره مارکوف تجربه مونت-کارلو

منبع: نتایج حاصل از تحقیق



نمودار ۴: آزمون‌های بازتشخیصی چندمتغیره

منبع: نتایج حاصل از تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود نمودار MCMC و همگرایی در سایر نمودارها نشان از خوبی برازش مدل دارد. مقایسه گشتاورهای مرتبه دوم متغیرهای انحراف تولید، تورم، مصرف و سرمایه‌گذاری با گشتاورهای شبیه‌سازی شده این متغیرها در جدول (۳) ارائه شده است. همان طور که از جدول (۳) مشخص است، گشتاورهای مرتبه دوم (واریانس) متغیرهای انحراف تولید، سرمایه‌گذاری و تورم مدل تقریباً منطبق بر گشتاورهای مرتبه دوم داده‌های واقعی این متغیرها هستند

و گشتاورهای مرتبه دوم مصرف مدل نیز با داده‌های واقعی تفاوت قابل توجهی ندارند. این وضعیت نشان از آن دارد که مدل طراحی شده می‌تواند برای بررسی‌های اقتصاد ایران مورد استفاده قرار گیرد.

جدول ۳: مقایسه گشتاورهای مرتبه دوم (واریانس) داده‌های واقعی و شبیه سازی شده

متغیرها	داده‌های واقعی (سالانه)	مدل
انحراف تولید	۰/۰۹۵	۰/۰۹۴
تورم	۰/۰۴۶	۰/۰۴۵
مصرف	۰/۰۵۱	۰/۰۶۳
سرمایه‌گذاری	۰/۰۸۷	۰/۰۸۹

منبع: نتایج حاصل از تحقیق

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این مطالعه تجزیه و تحلیل سیاست پولی در شرایط عدم تعادل در اقتصاد ایران است. در راستای تجزیه و تحلیل نتایج از روش عدم تعادل پویای تصادفی در بازه زمانی ۱۴۰۰- ۱۳۷۰ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی استفاده گردید. رویکرد مورد استفاده در این مطالعه لحاظ عدم تعادل در بازارهای اقتصادی و سرایت آن به سایر بازارها و واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک وارد شده مدل‌سازی است. عدم تعادل در مدل‌های تصادفی پویا به دلیل وجود اصطکاک‌های مالی و حقیقی در بازارها رخ می‌دهد. ابزارهای مورد استفاده در این مطالعه روش همیلتون – ژاکوبی – بلمن و همچنین انتظارات آینده‌نگر کولوموگروف به منظور حل مدل در شرایط عدم تعادلی بوده است. نتایج بدست آمده از این مطالعه بیان‌گر این بود که متغیر انحراف ارز در واکنش به شوک سیاست پولی افزایش یافته است و با تغییر در متغیر هم وضعیت این عدم تعادل و انحراف در نرخ ارز در طول زمان افزایش یافته است. مشاهده گردید که شوک سیاست پولی از طریق ایجاد عدم تعادل در قیمت‌ها منجر به انحراف در نرخ ارز شده است. واکنش مخارج مصرفی نیز به شوک سیاست پولی در طول زمان فزاینده بوده است. نتایج بدست آمده بیان‌گر این است که با وارد شدن شوک سیاست پولی از طریق متغیر هم وضعیت و عدم تعادل در بازار پول و ارز منجر به ایجاد فشار قیمتی و افزایش در مخارج مصرفی خانوارها شده است و این روند در طول زمان صعودی بوده است. متغیر انحراف تولید نیز در واکنش به شوک سیاست پولی افزایش داشته است. با توجه به نتایج بدست آمده از این مطالعه پیشنهاد می‌شود که دلیل بروز بی‌ثباتی و عدم تعادل در اقتصاد ایران نرخ ارز و تراز پرداخت‌هاست و این عدم تعادل از طریق سیاست‌های اقتصادی به تمامی بازارها منتقل می‌شود. بر این اساس مقامات پولی کشور در اجرای

سیاست‌های خود بخصوص در حوزه ارزی از طریق تنظیم یک محدوده نوسان و لنگر کردن نرخ ارز اسمی به تغییرات در ذخایر ارزی و همچنین نرخ تورم از سرایت عدم تعادل در بازار ارز و پول به بخش حقیقی اقتصاد جلوگیری کنند. در نهایت با توجه به ساختارهای اقتصادی کشور و پایداری در عدم تعادل در بازارهای مختلف پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی از طریق ایجاد انگیزه‌های تولیدی و سرمایه‌گذاری زمینه‌ی رشد اقتصاد و کاهش بی‌ثباتی را فراهم سازند. بهبود ساختارهای اقتصادی و همچنین تعریف قواعد سیاستی و سیاست‌های مبتنی بر اصلاح سمت تقاضا و تقویت بخش عرضه از عوامل دیگر در کاهش عدم تعادل اقتصادی است.

References

Backhouse, R. & Boianovsky, M. (2012). "Conclusion. In Transforming Modern Macroeconomics: Exploring Disequilibrium Microfoundations, 1956–2003". UK, Cambridge University Press.

Boivin, J. Blinder, A. Chow, G. & Loyo, E. (2000). "The Fed's Conduct of Monetary Policy: Has it Changed and does it Matter?" Working Paper, Graduate School of Business, Columbia University, Unpublished:2-3.Available at SSRN 217430 Central Bank Statistical Reports (2022).

Chaparro Guevara, G. & Escot, L. (2021). "Monetary Policy Rules: An Approach Based on the Theory of Chaos Control". Results in Control and Optimization **4**, 100038.

Davoodi, P. and Samsami, H. (2010). "Money and Banking Economics". Iran, Shahid Beheshti University. (In Persian)

Fagiolo, G. & Roventini, A. (2012). "Macroeconomic Policy in DSGE and Agent-based Models". Revue de l'OFCE **12**(5): 67-116.

Fagiolo, G. & Roventini, A. (2016). "Macroeconomic Policy in DSGE and Agent-based Models Redux: New Developments and Challenges Ahead". Available at SSRN 2763735.

Gudarzi Farahani, Y. Khalili Araghi, M. & Abbasinejad, H. (2020). "Optimal Monetary Policy with Heterogeneous Agents and Its Effect on the Real Sectors of Economy in Iran". The Journal of Economic Policy **11**(22): 63-97. (In Persian)

Guzman, M. & Stiglitz, J. E. (2020). "Towards A Dynamic Disequilibrium Theory with Randomness". National Bureau of Economic Research 2020(NBER Working Paper No. 27453).

Haldane, A. G. & Turrell, A. E. (2018). "An Interdisciplinary Model for Macroeconomics". Oxford Review of Economic Policy **34**(1-2): 219-251.

Hendry, D. F. & Muellbauer, J. N. (2018). "The Future of Macroeconomics: Macro Theory and Models at the Bank of England". Oxford Review of Economic Policy **34**(1-2): 287-328.

Jalali Naeini, S. M. R. and Nadarian, M. (2016). "Monetary and Currency Policy in an Oil Exporting Economy: Case of Iran". Monetary Research **9**: 327-372. (In

Persian)
Juselius, K. (2021). "Disequilibrium Macroeconometrics". Industrial and Corporate Change **30**(2): 357-376.
Kanour, R. Alavi Rad, A. Akbari Moghadam, B. & Mirzapour Babajan, A. (2020). "The Rule of Optimal Monetary Policy based on Heterogeneity of Expectations of Economic Agents in the Form of Agent based Model". The Journal of Economic Policy **11**(22): 1-32. (In Persian)
Khiabani, N. and Amiri, H. (2014). "Iran's Monetary and Financial Policy, Emphasizing the Oil Sector using DSGE Models". Economic Research **14**(54): 173-173. (In Persian)
Khosrowsarkhi, M. J. Najarzadeh, R. & Heidari, H. (2022). "Optimal Monetary Policy and the DSGE System in the form of a DSGE Model Commensurate with the Oil Economy (Iran's Case)". Iran's Journal of Applied Economic Studies 11(42): 9-46. (In Persian)
Komijani, A. & Alavi, S. M. (2000). "The Efficiency of Monetary Policy on the Effectiveness of Inflation and Economic Growth in Iran". Management Futurization **12**(44 and 45): 109-135. (In Persian)
Loayza, N. & Schmidt-Hebbel, K. (2002). "Monetary Policy Functions and Transmission Mechanisms: An Overview". Serieson Central Banking, Analysis, and Economic Policies No. 4.
Mashhadizadeh, F. Pirai, Kh. Akbari Moghaddam, B. & Zare, H. (2018). "Monetary Policy and Exchange Rate Grade in Iran". Journal of Iranian Applied Economic Studies **8**(30): 25-55. (In Persian)
McKibbin, W. J. & Stoeckel, A. (2018). "Modelling a Complex World: Improving Macro-Models". Oxford Review of Economic Policy **34**(1-2): 329-347.
Nofersti, M. (2005). "Investigating the Impact of Monetary and Currency Policies on the Iranian Economy in the Framework of a Dynamic Macro -Economics Model". Journal of Economic Research 40(3):1-29. (In Persian)
Olajide, O. O. & Temidayo, A. (2022). "Further Insights on Monetary Transmission Mechanism in Nigeria". Journal of Economics and International Finance **14**(2): 11-22.
Olamide, E. Ogujiuba, K. & Maredza, A. (2022). "Exchange Rate Volatility, Inflation and Economic Growth in Developing Countries: Panel Data Approach for SADC". Economies **10**(3): 67.
Salah Manesh, A. (2002). "Evaluation of Economic Policy in the form of a Macro - Imbalance Model, Doctoral Dissertation". Shahid Behsti University. (In Persian)
Sana, S. Malik, S. & Sheikh, M. R. (2022). "Investigating the Effectiveness of Channels of Monetary Transmission Mechanism in Pakistan: An Application of Var Model, Impulse Response Function and Variance Decomposition". Bulletin of Business and Economics **11**(2): 160-184.
Schoder, C. (2017). "Are Dynamic Stochastic Disequilibrium Models Keynesian or Neoclassical?". Structural Change and Economic Dynamics **40**: 46-63.
Schoder, C. (2020). "A Keynesian Dynamic Stochastic Disequilibrium Model for

Business Cycle Analysis". Economic Modelling **86**: 117-132.

Spulbar, C. & Birau, R. (2023). "Monetary Policy Transmission Mechanism in Romania over the Period 2001 to 2012: A BVAR Analysis". Research Anthology on Macroeconomics and the Achievement of Global Stability, USA, Information Resources Management Association (IRMA). DOI:10.4018/978-1-6684-7460-0.ch043.

Stiglitz, J. E. (2020). "The Pandemic Economic Crisis, Precautionary Behavior, and Mobility Constraints: An Application of the Dynamic Disequilibrium Model with Randomness". National Bureau of Economic Research 2020(NBER Working Paper No. 27992). DOI 10.3386/w27992.

Storm, S. (2021). "Cordon of Conformity: Why DSGE Models Are Not the Future of Macroeconomics". International Journal of Political Economy **50**(2): 77-98.

Tavaklian, H. & Afzali Abraqoui, W. (2016). "Comparison of Macroeconomic Performance and Various Currency Regimes with Approach (DSGE)". Economic Journal **16**(61): 125-181. (In Persian)

Tavaklian, H. & Jalali Naeini, A. R. (2018). "Monetary and Foreign Currency Policymaking and Optimized in a Dynamic Random Public Balance Pattern for the Iranian Economy". Economic Research of Iran **22**(70): 33-98. (In Persian)

Zahabi, M. Bazazan, F. Afshari, Z. & Bostani, R. (2018). "Calculating the Optimal Monetary Policy Rule with Current Accounts and Exchange Rate Fluctuations (Bayesi's Approach)". Journal of Economic Policy Research **1**(2): 1-5. (In Persian)

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 376-407

The effects of dynamic monetary policies on beta-herding behavior in Tehran Stock Exchange

Behnod Abbas[1], Alireza Erfani* [2]

Received: 28-04-2023 Accepted: 05-08-2023

Extended Abstract

Purpose: In recent research, the need for regulators and policymakers to evaluate the effects of government policies on markets can be felt according to the behavior of market participants and their deviation. Herding behavior is an important behavioral element and refers to a process in which market participants imitate one another's actions and adjust their financial decisions based on other people's actions. Based on the estimations of the herding model, investors put aside their opinions about the equilibrium point of the market, and the beta-herding of individuals leans towards the beta-herding of the market. According to this method, investors consider the general trend of market return and introduce the amount of cross-sectional dispersion as a herding pattern. In this article, the relationship between the monetary policies of the central bank and herding behavior in Tehran stock market is investigated for the first time. Central banks have serious motivations to pay attention to the possible herding behavior caused by their actions for two reasons. First, the herding behavior may neutralize the intended outcome of a monetary policy. Secondly, the monetary policy has the ability to eliminate price bubbles in the financial markets by itself. In this study, a wide range of data related to Iran's economy is experimentally examined by using the (TVP-FAVAR) model to see if the central bank's monetary policies have an effect on the beta behavior of investors. If so, is it possible to say in which years these effects were greater, which monetary policy tools were more effective, and how fast this policy impacted the beta-herding behavior?

Methodology: In this research the herding behavior is measured based on the beta-herding behavior model of Huang and Salmon (2009) in which addresses the change of the cross-sectional level of systematic risks. In this model, the dynamic characteristics of herding behavior are referred to and the herding of investors are considered as a variable in time. Huang and Salmon argue that behavioral biases may affect investors' understanding of the asset price equilibrium; as a result, the estimated

[1]. PhD student in Semnan University, Semnan, Iran. Email: behnood92@gmail.com

[2]. Corresponding Author. Professor of economics in Semnan University, Semnan, Iran. Email: aerfani@semnan.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 376-407

beta deviates from the traditional risk-return relationship that can serve as the beta deviation from beta equilibrium to measure the herding. Besides, the main channel of transmitting these effects is through expectations in that the central bank can have significant effects on the stock prices of this market by shaping the expectations of investors in the stock market. Therefore, first by calculating the beta-herding coefficient in Tehran Stock Exchange market and then by estimating the variable of beta-herding behavior, the (TVP-FAVAR) model (designed by Koop and Korobilis, 2013) was regressed by the MATLAB-207 software to investigate the hidden variable effects of monetary policies on the beta-herding behavior of investors in Tehran Stock Exchange market from the quarterly data of 30 main variables in the Iranian economy from Jan, 2019 to Jan. 2021.

Findings and Discussion: In the calculations for the beta-herding behavior, the existence of this behavior has been confirmed in the whole period of 2009-2021. According to the results, the peak of this behavior occurred from 2020 to the end of 2021 and, at a lower level, from 2015 until the end of 2016. The output of the TVP-FAVAR model regression shows that the impulse response of the hidden variable of the expansionary monetary policies up to the first four seasons has a high impact on the beta-herding behavior. This means that the changes in the monetary policy can have important effects on the beta-herding behavior in initial seasons. According to it, the peak of these reactions happened in the years 2013-2019. The impulse response of the variable GDP growth rate had insignificant positive effects after three seasons, and the inflation rate variable after two seasons had no effect but became positive in the third and fourth seasons. After that, these effects became negative. Although the variable of the total return of the stock market had little effects, it continued for four seasons positively and suddenly turned negative in the fifth season. Finally, the liquidity of the stocks was of small effects but positive in the first two seasons. From the third season onwards, these effects became negative. One of the strong points of this research is extracting the probability of influence of each of the monetary policy instruments on the numerical value of the hidden variable of monetary policy, according to which the rate of change in the volume of money and visual deposits has the greatest influence, and the rate of change in the volume of pseudo money has the least influence on it. In addition, during 2013-2019, economic decision makers used most of the monetary policy tools to implement these policies.

Conclusion and Policy Implications: In summary, Iran's economy is a developing economy and has its own limitations, and the plans and actions of economic decision makers affect people's behavior in the capital market. The results of the research show that the government can make effective changes in the stock market with monetary policies and guide investors' behavior. Therefore, the government and economic decision-makers can influence the behavior of investors at times when this market has a price bubble or the market goes out of its way. It is to be mentioned that the government should not lose its information credibility in this market, because behavioral discussions pay attention to the behavior of ordinary human rather than economic human. This can even get an opposite response from investors. From

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 376-407

another point of view, it can be claimed that, if the government decides to exert less influence on this market, it can implement its monetary policies by diversifying monetary policy tools and make its effects on the stock market unpredictable. Otherwise, the alternative proposal for the implementation of policies will be monetary disciplines that can reduce these effects. Another suggestion of attraction for the future research to delineate the direction of government policies is the investigation of the influence of monetary policies on each of the industries or each corporation on the stock market.

Keywords: Beta-herding behavior, TVP-FAVAR model, Herding behavior, Monetary policy, Stock market

JEL Classification: E52, E58, G11, G41.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: ۳۷۶-۴۰۷

آثار پویای سیاست‌های پولی بر بتای توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران

عباس بهنود[۱]، علیرضا عرفانی*[۲]

دریافت: ۰۸-۰۲-۱۴۰۲ پذیرش: ۱۴-۰۵-۱۴۰۲

چکیده

پژوهش‌های اخیر نیاز سیاست‌گذاران برای ارزیابی تاثیر سیاست‌های دولت بر بازارها باتوجه به رفتار مشارکت‌کنندگان بازار و سوگیری‌های آن‌ها را نشان می‌دهد. در این پژوهش برای اولین بار رابطه سیاست‌های پولی و رفتار توده‌واری در بازار بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل (TVP-FAVAR) و داده‌های فصلی سال‌های (۱۳۸۸:۱) تا (۱۴۰۰:۴) مورد بررسی قرار گرفته و فرض شده که این تاثیر مثبت است. نتایج برآوردها ضمن تایید وجود رفتار توده‌واری در بازه زمانی مورد بررسی حاکی از آثار مثبت تکانه‌های آنی سیاست‌های پولی انبساطی بر رفتار بتای توده‌واری در سال‌های ابتدایی دوره مورد برر سی بوده و اوج این تاثیر در سال‌های (۱۳۹۲:۱) تا (۱۳۹۸:۴) اتفاق افتاده و می‌توان گفت که سیاست‌های پولی بر رفتار افراد سرمایه‌گذار به صورت مثبت تاثیرگذاشته است. همچنین آثار تکانه‌های آنی سایر متغیرهای اصلی مدل بر رفتار سرمایه‌گذاران به این صورت بوده است: تاثیر رفتار بتای توده‌واری بر روی خود تقریباً صفر بوده و به عبارت دیگر این متغیر از تغییرات خود متاثر نشده است، آثار تولید ناخالص داخلی در سه دوره ابتدایی خنثی بوده و سپس مثبت و ناچیز شده است، آثار تورم با تاخیر دو دوره‌ای مثبت و ناچیز و سپس در دو دوره بعدی شدیداً منفی شده، متغیر بازده کل بورس در چهار دوره اول تاثیر مثبت و جزیی داشته و متغیر نقدشوندگی علیرغم تاثیر مثبت در دوره اول در دوره‌های بعدی اثرات به صورت منفی شدید بر رفتار بتای توده‌واری داشته است.

واژگان کلیدی: رفتار بتای توده‌واری، مدل TVP-FAVAR، بتای توده‌واری، سیاست پولی، بورس.

طبقه‌بندی JEL: E52، E58، G11، G41.

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد پولی دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. behnood92@gmail.com

[۲]. نویسنده مسئول. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. aerfani@semnan.ac.ir

۱- مقدمه

در بازارهای مالی، رفتار توده‌واری (جمعی، گروهی، گله‌ای) یک عنصر مهم رفتاری بوده و به فرایندی اطلاق می شود که شرکت‌کنندگان در بازار از اقدامات یکدیگر تقلید می‌کنند و تصمیمات مالی خود را بر اساس اقدامات سایر شرکت کنندگان، مبنای حرکت اقتصادی خود قرار داده و این اقدام در صورت اجماع و همگرایی به صورت میانگین، ایجادکننده رفتار توده‌واری می‌شود (هوانگ و سالمون[1]، ۲۰۰۹). همچنین استدلال می‌شود که رفتار توده‌واری نیاز به نوعی مکانیسم هماهنگ و یا پیام قابل توجه مانند نوسان عمده قیمت دارد تا باعث ایجاد یک رفتار هماهنگ و همگرا شود. براساس برآوردهای مدل توده‌واری سرمایه‌گذاران عقاید خود را در مورد نقطه تعادل بازار کنار گذاشته و بتای توده‌واری افراد به سمت بتای توده‌واری بازار میل می‌کند. در این روش سرمایه‌گذاران روند کلی بازده بازار را در نظر گرفته و مقدار پراکندگی مقطعی را به عنوان معیار توده‌واری معرفی می‌کنند. در این مقاله برای اولین بار به بررسی رابطه سیاست‌های پولی بانک مرکزی و رفتارهای توده‌واری در بازار اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شود. در مطالعات مرتبط با موضوع افرادی مانند سعیدی و فراهانیان (۱۳۹۰)، مظفری (۱۳۹۱)، پورزمانی (۱۳۹۱)، باباجانی و همکاران (۱۳۹۴)، زنجیردار و خجسته (۱۳۹۵)، شمس و اسفندیاری مقدم (۱۳۹۷) و در نهایت حیدری و عبدلی (۱۳۹۹) به بررسی رفتار توده‌واری در این بازار پرداخته‌اند که جدای از نتایج اختصاصی هر یک، رفتار توده‌واری در بازار بورس ایران مورد تایید قرار گرفته است. در این مطالعه طیف وسیعی از داده‌های مربوط به اقتصاد ایران با استفاده از مدل TVP-FAVAR[2] به طور تجربی مورد بررسی قرار می‌گیرد تا به این سوال پاسخ داده شود که آیا سیاست پولی بانک مرکزی بر رفتار بتای توده‌واری افراد سرمایه‌گذار تاثیر دارد؟ اگر چنین باشد آیا می‌توان اعلام نمود که این تاثیر در چه سال‌هایی بیشتر بوده؟ کدام ابزار سیاست پولی تاثیرگذاری بیشتری داشته؟ و سرعت تاثیرگذاری این سیاست بر روی رفتار بتای توده‌واری به چه شکلی بوده است؟ خان (۲۰۱۸)[3] در مطالعه خود استدلال می‌کند که تصمیم‌گیران بازار بورس باید تخصص‌های رفتاری را جزیی از اصول اساسی خود قرار داده و نظارت روزمره خود را با نظارت‌های رفتاری تکمیل کنند. همچنین در ادامه این

---

1. Hwang and Salmon (2009)
2. Time Varing Parameters- Factor Augmented Vector AutoRegression
3. Khan (2018)

شخص استدلال می‌کند که بحث سیاست‌های پولی می‌تواند موضوع پژوهش‌های رفتاری قرار گیرد و اشاره می‌کند که بانک مرکزی هلند (DNB) برای تحلیل این مسئله از تیمی از متخصصین روانشناسی و جامعه شناسان کمک می‌گیرد. در بازارهای مالی، رفتار توده‌واری یک عنصر مهم رفتاری است و به فرایندی اطلاق می‌شود که شرکت کنندگان در بازار از اقدامات یکدیگر تقلید کرده و تصمیمات خود را مطابق با سایرین انجام می‌دهند (هوانگ و سالمون، ۲۰۰۹). دونو و ولچ[1] (۱۹۹۶) استدلال می‌کنند که رفتار توده‌واری نیازمند نوعی مکانیسم هماهنگ و یا علامت قابل توجهی است که سیاست‌های پولی ممکن است این نقش مهم را ایفا کرده و این علائم را از طریق حداقل دو کانال ارسال کند. اول اینکه اطلاعیه‌های پولی از طریق محتوای اطلاعاتی خود می‌تواند بر انتظارات اقتصادی و احساسات سرمایه‌گذاران تأثیر گذاشته و واکنش توده‌واری ایجاد کند. کانال دوم، بانک مرکزی از طریق مدل‌های اندازه‌گیری و مدیریت ریسک که برای امور نظارتی کاربرد دارند ممکن است بر تصمیمات افراد سرمایه‌گذار تاثیرگذار باشند. بنابراین، بانک‌های مرکزی انگیزه‌های کافی برای توجه به رفتارهای توده‌واری و نحوه تاثیرگذاری سیاست‌های خود بر آن را خواهد داشت. کای و همکاران[2] (۲۰۱۸) در بررسی‌های خود عنوان می‌کنند که حرکت‌های توده‌واری خرید به طور دائم بر قیمت‌های سهام در بازار بورس تأثیر گذاشته و حرکت‌های توده‌واری برای فروش، قیمت‌ها را به میزان چشمگیری به طور موقت منحرف می‌کند. آن‌ها اذعان می‌کنند که رفتار توده‌واری در بازار بورس ممکن است کانال مهمی برای تقویت ریسک بازار و تهدیدی برای ثبات مالی باشد. یافته‌های فراتزچر و همکاران[3] (۲۰۱۶) و تیلمن[4] (۲۰۱۶) تاثیر سیاست‌های پولی بر بازده دارایی‌ها و احساسات افراد سرمایه‌گذار و در نتیجه دخالت بانک مرکزی برای مقابله با نوسان‌ها و انحراف‌ها را تایید می‌کند. همچنین بررسی‌های تشوناس و فیلیپاس[5] (۲۰۱۳) نشان می‌دهد که رفتار هماهنگ سرمایه گذاران و رفتار توده‌واری بازار می‌تواند با افزایش نوسان‌ها، ثبات بازار را کاهش دهد. بر این اساس بانک‌های مرکزی به دو دلیل انگیزه‌ای جدی برای توجه به

1. Devenow and Welch (1996)
2. Cai et al. (2018)
3. Fratzscher et al. (2016)
4. Tillmann (2016)
5. Tsionas & Philippas (2013)

رفتارهای توده‌واری احتمالی ناشی از اقدامات خود را خواهند داشت، اول اینکه رفتار توده‌واری ممکن است خروجی مد نظر یک سیاست پولی را خنثی کند و دوم اینکه خود سیاست پولی قابلیت از بین بردن حباب‌های قیمتی در بازارهای مالی را داراست (کروکیدا و همکاران[1]، ۲۰۲۰).

برای سنجش رفتار توده‌واری، از معیار رفتار توده‌واری هوانگ و سالمون (۲۰۰۹) استفاده می‌شود که مبتنی بر تغییر سطح مقطعی ریسک سیستماتیک (یا همان بتا) بوده که مطابق با این معیار ویژگی‌های پویای رفتار توده‌واری را در نظر گرفته و توده افراد (یا جمع) را به عنوان یک متغیر در زمان (و نه روند ثابت) به حساب می آورد. هوانگ و سالمون استدلال می‌کنند که سوءگیری‌های رفتاری ممکن است بر درک سرمایه‌گذاران از قیمت تعادلی دارایی تأثیر بگذارد در نتیجه بتای برآورد شده از رابطه ریسک–بازده سنتی منحرف شود که براین اساس می‌توان با استفاده از انحراف بتا از بتای تعادلی برای اندازه‌گیری توده‌واری استفاده کرد. از طرفی عنوان می‌شود که کانال اصلی انتقال این آثار از طریق انتظارات است که بانک مرکزی با شکل دادن به انتظارات افراد سرمایه‌گذار در بازار بورس، می‌تواند تاثیرات قابل توجهی در قیمت‌های سهام این بازار داشته باشد. اذعان به این مطلب با نتایج پژوهش لوتز[2] (۲۰۱۵) سازگار است که مطابق با آن سیاست‌های پولی متعارف و غیرمتعارف بانک فدرال رزرو گرایش به افزایش احساسات در بازار بورس امریکا را دارد، این سیاست‌ها از کانال اعتماد به نفس و انتظارات بر احساسات افراد سرمایه‌گذار اثر گذاشته و باعث ایجاد رفتارهای توده‌واری می‌شود. در مطالعه دیگر اشملینگ و واگنر[3] (۲۰۱۹) به این نتیجه می‌رسند که حتی تعداد ابلاغیه‌های بانک مرکزی بر انتظارات افراد سرمایه‌گذار در بازار بورس تاثیرگذار بوده و با بررسی درخصوص بیانیه‌های کنفرانس‌های مطبوعاتی بانک مرکزی اروپا نشان می‌دهند که یکی دیگر از عوامل مهم که ممکن است بر قیمت دارایی ها تأثیر بگذارد، لحن ابلاغیه‌های بانک‌های مرکزی است که آثار آن به صورت قوی تایید می‌شود.

همان‌طور که گفته شد، این که آیا سیاست پولی بر رفتارهای توده‌واری در بازار بورس تأثیر دارد یا خیر، موضوعی است که در این پژوهش مورد توجه قرار گرفته است. بر این اساس در این پژوهش با بررسی آثار سیاست‌های پولی بر رفتار بتای توده‌واری افراد سرمایه‌گذار در بازار بورس

---

1. Krokida et al. (2020)
2. Lutz (2015)
3. Schmeling and Wagner (2019)

اوراق بهادار تهران برای بازه زمانی (۱-۱۳۸۸) الی (۱-۱۴۰۰) فرض بر این است که: ۱) سیاست‌های پولی به صورت مثبت بر رفتارهای بتای توده‌واری افراد سرمایه‌گذار در بازار بورس اوراق بهادار تهران تاثیرگذار است، ۲) تاثیرگذاری سیاست‌های پولی در طول بازه زمانی مورد بررسی، متفاوت است ۳) نرخ تغییرات حجم پول در سیاست‌های پولی بیشترین تاثیر را بر این رفتارها دارد.

۲- پیشینه پژوهش

در ادامه به بررسی مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در این زمینه پرداخته شده است.

۲-۱- مطالعات داخلی در مورد بتای توده‌وار

سعیدی و فراهانیان (۱۳۹۰) با استفاده از روش هوانگ و سالمون[1] (۲۰۰۶) و روش پنجره متحرک ۲۴ ماهه به بررسی رفتار توده‌واری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۲-۱۳۸۶ پرداخته‌اند که مطابق نتایج و در تحلیل ایستا بین مقدار توده‌واری و بازده بازار ارتباط معنی‌داری مشاهده نشد. در ادامه با بررسی نتایج آزمون پایایی برای متغیر بتای توده‌واری، این متغیر ناپایا شده و در ادامه این بررسی‌ها، تغییرات این متغیر پایا شده و در آزمون هم انباشتگی انگل – گرنجر، این دو متغیر در بلندمدت همگرا شده‌اند. نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل-گرنجر بین دو متغیر بتای توده‌واری و بازده بازار نشان می‌دهد که در بلندمدت هم‌گرایی بین این دو متغیر و سایر متغیرهای به کار برده شده در این پژوهش وجود دارد. مظفری (۱۳۹۱) به بررسی و آزمون رفتار بتای توده‌واری شرکت‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل لاکونیشوک[2] برای دوره زمانی ۱۳۸۵- ۱۳۸۸ با استفاده از داده‌های ماهانه پرداخته که نتایج تاییدکننده وجود رفتار توده‌واری در بین شرکت‌های سرمایه‌گذاری حاضر در بازار سهام ایران و بین مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری است. همچنین طبق نتایج، رفتار توده‌واری بیشتر در سمت فروش اتفاق افتاده که دلیل اصلی آن بدبینی سرمایه‌گذاران نهادی به آینده بازار عنوان شده است. پورزمانی (۱۳۹۱) با استفاده از مدل کریستی و هوانگ انحراف بازده سهام شرکت‌ها از بازده بازار در گروه سرمایه‌گذاران نهادی در فواصل زمانی روزانه و هفتگی در خلال دوره‌های نوسانات افزایشی یا کاهشی بازار را بررسی می‌کنند. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از عدم وجود رفتار بتای توده‌واری در دوران رونق بازار

---

1. Hwang and Salmon (2006)
2. Lakonishok Model

بورس است اما، رفتار توده‌واری در دوره‌های رکود بیشتر قابل مشاهده است. باباجانی، عبادی و مرادی (۱۳۹۴) رفتار بتای توده‌واری همه صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از مدل (LSV) بررسی کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان دهنده آن است که بین صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک فعال در بورس اوراق بهادار تهران رفتار توده‌واری وجود داشته و این رفتار صندوق‌ها بر روی سهام شرکت‌های کوچکتر بیشتر است. همچنین رفتار توده‌واری صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک بر روی سهام دارای رشد، بیشتر است. زنجیردار و خجسته (۱۳۹۵) به ارزیابی تاثیرات رفتار توده‌واری سرمایه‌گذاران نهادی بر بازده سهام با استفاده از رویکرد مدل هوانگ و سالامون، آزمون‌های آماری t و روش کلموگوروف-اسمیرنوف[1] برای ۴۹ شرکت در بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۷ پرداخته‌اند که نتایج حاکی از ارتباط معنی‌دار بین رفتار توده‌واری سرمایه‌گذاران و بازده سهام است که در شرکت‌های بزرگ این رابطه قوی‌تر از شرکت‌های کوچک و نیز در شرکت‌های با اهرم مالی بالا بیشتر از شرکت‌های با اهرم مالی پایین است. شمس و اسفندیاری مقدم (۱۳۹۷) با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۸ شرکت سرمایه‌گذاری بورس اوراق بهادار تهران و به صورت فصلی و با استفاده از مدل وراردو و جیانگ[2] (۲۰۱۳) به بررسی ارتباط رفتار توده‌واری با عملکرد و ویژگی‌های این شرکت‌ها پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش بیان‌گر وجود ارتباط معنی‌دار منفی بین رفتار توده‌واری شرکت‌های سرمایه‌گذاری با عملکرد بازدهی تعدیل شده با ریسک، رشد دارایی، بازده فصل قبل، جریان نقدی، تغییر رشد فروش، تغییر سود خالص و تغییر سود ناخالص بوده و دارای ارتباط معنی‌دار مثبت با نسبت هزینه و گردش پرتفوی است. حیدری و عبدلی (۱۳۹۹) در پژوهش خود رفتار توده‌واری بین سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از حجم معاملات با روش هاچیکا[3] (که یک ابتکار و نوآوری از مدل هوانگ و سالمون است) را برای بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۸ و برای ۱۴۲ شرکت بررسی کردند که نتایج نشان‌دهنده وجود رفتار توده‌واری به صورت پیوسته بوده است.

۲-۲- مطالعات خارجی در مورد بتای توده‌وار

---

1. Kolmogorov-Smirnov Test
2. Michela Verardo & Hao Jiang (2013)
3. Hachicha

هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) در پژوهش خود به دنبال پاسخ این سوال بودند که آیا رفتار بتای توده‌وار به سمت بخش و یا ساختار خاصی از بازار (مانند خود شاخص بازار با تفکیک حرکت توده‌واری از حرکت‌های عادی بازار در بازده سرمایه) تمایل دارد یا خیر. نتایج برآوردها نشان دهنده حرکت رفتار توده‌وار به سمت شاخص بازار به صورت مشخص و پایدار و مستقل از شرایط بازار بوده و متغیرهای کلان اقتصادی توانایی توضیح این رفتار را ندارد. این رفتار در هر دو شرایط رکود و رونق بازار مخصوصا در بحران اقتصادی آسیا به ویژه در بحران اقتصادی روسیه مشاهده می‌شود که بر اساس آن، شرایط بحرانی و استرس در بازار باعث هدایت توده‌واری به سمت شاخص بازار شده است. همچنین در این پژوهش این مسئله بررسی می‌شود که چرا پژوهش کریستی و هوانگ[1] در سال (۱۹۹۵) نتوانسته رفتار توده‌وار را در طول بحران‌ها نشان دهد. هوانگ و سالمون[2] (۲۰۰۷) به بررسی ماهیت رفتار توده‌وار در بازار سهام ایالات متحده امریکا، انگلیس و کره جنوبی با استفاده از یک معیار غیر پارامتریک و براساس مدل‌های فاکتور خطی پرداخته‌اند. در این مطالعه اندازه‌گیری بتای بازار با استفاده از تغییرات مقطعی انجام گرفته و هر حرکت توده‌واری بتا به سمت شاخص بازار به عنوان توده‌واری در نظر گرفته شده است. نتایج گویای آن است که در شرایط بحرانی سرمایه‌گذاران و افراد بیشتر به سمت ارزش‌های بنیادی و نه حرکت‌های توده‌واری سوق پیدا کرده و زمانی که سرمایه‌گذاران اعتماد به نفس پیدا کنند، بدون توجه به آینده بازار بتای توده‌وار خود را نشان می‌دهند. کروکیدا و همکاران[3] (۲۰۲۰) برای اولین بار به بررسی تاثیر سیاست‌های پولی متعارف و غیرمتعارف بر رفتار بتای توده‌وار بازار سرمایه با استفاده از مدل (QUAL VAR) و (FAVAR) پرداخته‌اند. نتایج گویای آن است که سیاست‌های پولی مد نظر درصد قابل توجهی از واریانس رفتار بتای توده‌وار بازار سرمایه را توضیح می‌دهد. این در حالی است که این سیاست‌ها در بازار اروپا درصد پایین‌تری از واریانس رفتار بتای توده‌واری بازار را توضیح می‌دهد. همچنین توابع واکنش ضربه‌ای نشان دهنده آن است که سیاست‌های متعارف انبساطی و سیاست‌های غیراستاندارد فدرال رزرو، سطح رفتار توده‌وار در بازار سرمایه را کاهش می‌دهد. همچنین در این بررسی آثار

---

1. Christie and Huang (1995)
2. Hwang and Salmon (2007)
3. Krokida et al. (2020)

سرریز سیاست پولی فدال رزرو بر رفتار توده‌وار بازار اتحادیه اروپا نیز شناسایی شده است. رامونده جونیور و همکاران[1] (۲۰۲۰) به بررسی بتای توده‌وار در بازار کالا با استفاده از روش توسعه یافته هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) و بتای استاندارد تطبیق یافته هوانگ و همکاران[2] (۲۰۱۸) با استفاده از یک مدل حالت فضایی برای پانزده کالا بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ پرداخته‌اند. نتایج این بررسی حاکی از توده‌واری احساسی بازار بوده و تاثیرات متغیر کنترل نوسانات بازار تایید می‌شود که این نشان دهنده وجود توده‌واری صرف نظر از افزایش و یا کاهش متغیرها است. همچنین مشاهده شد که حتی با احتمال انحراف لحظه‌ای قیمت‌ها از اصول بنیادی خود، توده‌واری نامطلوب برای کالاهای غذایی وجود دارد. همچنین رامونده جونیور و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از مدل حالت فضایی و مدل استاندارد شده بتای هوانگ و همکاران (۲۰۱۸) با بررسی دو گروه شرکت به بررسی بتای توده‌وار در بازار سرمایه برزیل پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار برزیل رفتار توده‌وار بالا بوده و تفاوت‌های کوچکی نیز بین دو گروه شرکت مشاهده می‌شود. همچنین متغیرهای کنترل مانند بازده سود، نوسانات بازار، عوامل SMB[3] و WML[4] برای هر دو گروه معنی‌دار بود که نشان از وجود رفتار توده‌وار صرف نظر از نوع رفتار متغیرها است. اردوغان[5] (۲۰۲۱) با استفاده از مدل حالت فضایی و با استفاده از نوسانات مقطعی در بازه زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ و به صورت اختصاصی دوران کووید-۱۹ به بررسی رفتار توده‌واری بتا در بورس استانبول می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که رفتار توده‌وار در بورس استانبول وجود داشته و با توجه به قابلیت تشخیص ساختگی و یا واقعی بودن رفتار توده‌وار توسط مدل، رفتار توده‌واری واقعی و نه ساختگی در بین سرمایه‌گذاران در بورس استانبول دیده شده و رفتار بتای توده‌واری در زمان همه‌گیری کرونا بیشتر شده است. هوانگ و همکاران[6] (۲۰۲۱) به بررسی بازده دارایی‌ها در بازار سرمایه ایالات متحده امریکا با استفاده از مفهوم بتای توده‌وار پرداخته‌اند که در آن چنین عنوان می‌شود که تغییرات مقطعی بتا ناشی از اعتماد سرمایه گذاران در مورد خروجی بازار بوده و اعتماد به نفس بیش از حد و

1. Raimundo Junior et al. (2020)
2. Hwang et al. (2018)
3. Small Minus Big
4. Winners Minus Losers
5. Erdogan (2021)
6. Hwang et al. (2021)

احساسات خوش بینانه باعث بتای توده‌واری و حرکت به سمت بتای بازار خواهد شد. از طرفی اعتماد به نفس کم یا احساسات بدبینانه منجر به بتای توده‌وار نامطلوب و پراکندگی بتاها از بتای بازار شده که علاوه بر آن در طول زمان این پراکندگی تغییر می‌یابد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در این بخش ابتدا توضیحاتی در خصوص مدل مورد استفاده داده شده و پس از آن متغیرهای اصلی مدل معرفی می‌شود:

۳-۱- مدل خودرگرسیون برداری عاملی تعمیم‌یافته با پارامترهای متغیر در زمان

همان‌طور که توضیح داده شد، هدف اصلی این پژوهش بررسی آثار سیاست‌های پولی بر رفتار بتای توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران است. در این مطالعه از مدل‌های FAVAR و TVP-FAVAR استفاده می‌شود که قابلیت آن‌ها به خوبی در پژوهش‌های داخلی و خارجی اثبات شده[۱] است. بر اساس توضیحات کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۳)؛ x_t $(t = 1,\dots,T)$ یک بردار $n\times1$ از متغیرهای سیاست‌های پولی بوده که در ساخت متغیر پنهان (f_t) استفاده می‌شود. فرض کنید (y_t) یک بردار $(s\times1)$ از متغیرهای کلان اقتصادی مد نظر باشد، خواهیم داشت: $y_t = (H_{mt}, GDP^*, P^*, R_{mt}, liq_t)'$ که در آن (Hm_t) متغیر رفتار بتای توده‌وار، (GDP^*) نرخ رشد اقتصادی، (P^*) نرخ تورم، (Rm_t) نرخ بازده کل بازار بورس اوراق بهادار ایران و (liq_t) نرخ نقدشوندگی سهام موجود در بازار سهام باشند که در این صورت مدل (TVP-FAVAR) با استفاده از رابطه (۱) نشان داده می‌شود:

$$X_t = \lambda_t^y\, y_t + \lambda_t^f f_t + u_t$$
$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1}\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p}\begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن (λ_t^y) ضرایب رگرسیون متغیرهای کلان، (λ_t^f) فاکتور در حال بارگذاری متغیر پنهان سیاست‌های پولی، و $(B_{t,1},\dots,B_{t,p})$ ضرایب تاخیرهای مدل (VAR) خواهند بود. همچنین (u_t) و (ε_t)

---

[۱]. برای جلوگیری از ارائه مطالب تکراری به دلیل ارائه توضیحات مفصل در خصوص کاستی‌های مدل‌های VAR و مزایای مدل‌های FAVAR و TVP-FAVAR به مطالعات افرادی مانند (Koop and Korobilisy, 2013)، شریفی و همکاران، ۱۳۹۷، خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۸، اکبری و همکاران، ۱۳۹۷ و ... رجوع شود.

به ترتیب اجزای اختلالات گاوسی با میانگین صفر و با کوواریانس‌های متغیر در زمان (V_t) و (Q_t) هستند. مدل معرفی شده توسط کوپ و کوروبیلیس بسیار انعطاف‌پذیر است چرا که برای همه پارامترها این امکان وجود دارد که در هر زمان مقدار متفاوتی را داشته باشند. معادله (۱) از دو معادله فرعی تشکیل شده که یک معادله آن امکان استخراج شاخص شرایط سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران را داده و در معادله دیگر این امکان وجود خواهد داشت تا تعاملات پویایی از متغیرهای پنهان سیاست‌های پولی با متغیرهای کلان اقتصادی (y_t) مورد بررسی قرار گیرد. کوپ و کروبیلیس[1] (۲۰۱۳) در خصوص مزایای این مدل اذعان می‌دارند که همه متغیرهای سیستم به طور مشترک در این مدل رگرسیون شده و این اجازه داده می‌شود تا حرکت‌های مشترک و وابستگی متقابل آن‌ها بهتر توصیف شود، از طرفی متغیر پنهان برآورد شده منعکس کننده اطلاعاتی است که صرفاً ابعاد سیاست‌های پولی اقتصاد ایران را منعکس می‌کند. در تکمیل توضیحات، کوپ و کروبیلیس فاکتورهای در حال بارگذاری $\lambda_t = ((\lambda_t^y)', (\lambda_t^f)')'$ و پارامترهای مدل (VAR) را $\beta_t = (c_t', vec(\beta_{t,p})', \dots, vec(\beta_{t,p})')'$ به صورت فرآیند گام تصادفی چند متغیره به شرح معادله (۲) تعریف می‌کنند:

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \qquad (۲)$$

که در آن جملات اختلال به صورت $v_t \approx (0, W_t)$ و $\eta_t \approx (0, R_t)$ در نظر گرفته شده است و در نهایت جملات اختلال در طول زمان نسبت به یکدیگر همبستگی نخواهند داشت. بنابراین معادله‌های (۱) و (۲) مدل کامل (TVP-FAVAR) را ارائه می‌دهند.

۳-۲- برآورد مدل TVP-FAVAR

در این پژوهش از یک الگوریتم برآورد دو مرحله‌ای سریع استفاده می‌شود که بار محاسباتی را نسبت به روش‌های مونت کارلو زنجیره مارکوف (MCMC) کاهش می‌دهد و برآورد متغیر پنهان سیاست‌های پولی را ساده می‌کند. با پیروی از روش کوپ و کوروبیلیس، روش‌های تنزیل واریانس با فیلتر کالمن ترکیب شده تا نتایج تحلیلی برای وقفه‌های متغیر وضعیت (f_t) مانند وقفه‌های پارامترهای متغیر در زمان $\theta_t = (\lambda_t, \beta_t)$ به دست آید. باید دقت کرد در برآورد مدل مذکور تا

[1]. Koop and Korobilis (2013)

زمانی که هر دو عامل (f_t) و پارامترهای بارگذاری (λ_t) در معادله اندازه‌گیری مشاهده نشده باشند، استفاده از بازگشت‌های فیلتر کالمن معمولی برای مدل‌های حالت فضایی ممکن نخواهد بود، بنابراین، کوپ و کوروبیلیس ایده‌های مربوط به دوز و همکاران[1] (۲۰۱۱) را با ادبیات حالت فضایی (نلسون و استیر[2]، ۱۹۷۶) تطبیق داده و یک الگوریتم فیلترینگ خطی دوگانه و مشروط را ایجاد می‌کنند تا بتوان متغیر وضعیت مشاهده نشده (f_t) و پارامترهای $\theta_t = (\lambda_t , \beta_t)$ را در کسری از ثانیه برآورد کرد. ایده استفاده از فیلتر کالمن خطی دوگانه ساده است و مطابق با آن ابتدا پارامترهای (θ_t) را با برآورد (f_t) به روز نموده و سپس عامل (f_t) با توجه به برآورد (θ_t) به روز می‌شود. چنین کاری این امکان را به وجود می‌آورد تا از دو فیلتر خطی و مجزای کالمن، یکی برای (θ_t) و دیگری برای (f_t) استفاده کرد که در واقع، برآورد اصلی برای متغیر (f_t) است. همچنین ماتریس کوواریانس جملات خطا در مدل‌های سری زمانی چند متغیره که با داده‌های اقتصاد کلان استفاده می‌شوند، معمولاً با استفاده از مدل‌های نوسانات تصادفی چند متغیره مدل‌سازی می‌شوند که برآورد آنها نیازمند روش‌های محاسباتی فشرده بوده که به منظور اجتناب از بار محاسباتی بالا، کوپ و کوروبیلیس متغیرهای (Vt , Qt , Wt , Rt) را به صورت بازگشتی و با استفاده از روش‌های تنزیل ماتریس واریانس برآورد می‌کنند. بر این اساس برای (V_t) و (Q_t) با استفاده از روش میانگین متحرک وزنی نمایی (EWMA) و عوامل تنزیل (k_1) و (k_2) و برای (W_t) و (R_t) با استفاده از روش‌های عامل تنزیل کوپ و کوروبیلیس و عوامل تنزیل (k_3) و (k_4) برآورد می‌شوند. مقادیر پایین‌تر برای عوامل تنزیل نشان می‌دهد که مشاهده اخیر وزن بیشتری را در تخمین (V_t) و (Q_t) در مقایسه با مشاهده‌های قدیمی‌تر به خود خواهد گرفت. همچنین روش (EWMA) نشان دهنده آن است که یک پنجره موثر از تعداد $\frac{k_1}{2-1}$ (و یا $\frac{k_2}{2-1}$) مشاهده برای برآورد (V_t) استفاده می‌شود، در حالی که رویکرد عامل فراموش شده حاکی از آن است که یک پنجره موثر از تعداد $\frac{1}{1-k_3}$ (و یا $\frac{1}{1-k_4}$) مشاهده برای برآورد (W_t) و (R_t) استفاده می‌شود[3].

---

1. Doz et al. (2011)
2. Nelson & Stear (1976)
3. جهت حفظ امانت داری در مطالب علمی، تمامی مباحث تخصصی مربوط به مدل (TVP-FAVAR) از مقاله کوپ و کروبیلیس(۲۰۱۳) اقتباس شده است.

در اجرای یک نسخه ساده شده از الگوریتم برآورد مدل (TVP-FAVAR) به صورت زیر عمل می‌شود:

۱. الف) به همه پارامترهای (λ_0 , β_0 , f_0 , V_0 , Q_0) مقدار اولیه داده شود.

ب) برآورد مولفه‌های اصلی عوامل (f_t) محاسبه شود.

۲. پارامترهای متغیر در زمان (θ_t) با توجه به (f_t) برآورد شود.

الف) متغیرهای V_t، Q_t، R_t و W_t با استفاده از (VD)[1] برآورد شود.

ب)پارامترهای λ_t و β_t با استفاده از (KFS)[2] و باتوجه به (V_t , Q_t , R_t , W_t) داده شده برآورد شود.

۳. عوامل (f_t) با استفاده از (θ_t) داده شده و با استفاده از (KFS) برآورد شود.

اگر همه ضرایب و کوواریانس‌های متغیر در زمان ثابت شوند، الگوریتم مدل مذکور به مدل (FAVAR) تبدیل می‌شود.

۳-۳- برآورد رفتار بتای توده‌واری (هوانگ و سالمون-۲۰۰۹)

در برخی از پژوهش‌ها توده‌واری یک بازار در مقابل بازار دیگر و یا یک دوره نسبت به دوره دیگر مورد بررسی قرار گرفته است (وانگ و کانلا[3]، ۲۰۰۶؛ شمس و همکاران، ۱۳۹۰) که در آن مشارکت کنندگان بازار بدون توجه به رابطه‌ی بلندمدت ریسک و بازدهی و بدون توجه به خروجی‌های بازار و توسط عوامل خارج از بازار اقدام به رفتار توده‌واری می‌کنند. از بعد دیگر این بحث رفتار توده‌واری ممکن است عمدی و یا غیر عمدی اتفاق بیافتد (بیچندای و شارما[4]، ۲۰۰۰). هوانگ و سالمون (۲۰۰۹) در مدل خود با تفکیک رفتار توده‌واری عمدی از غیر عمدی سایر عوامل تأثیرگذار بر رفتار توده‌واری خارج از بازار بورس را نیز بررسی کرده‌اند. در این مطالعه نیز مقدار توده‌واری با استفاده از روش هوانگ و سالمون برآورد شده است. مطابق با این روش، بتای توده‌وار به صورت یک پدیده متغیر در زمان[5] قابل بررسی بوده و در شرایط توده‌واری سرمایه‌گذاران عقاید خود را در مورد نقطه تعادل بازار کنار گذاشته و بتای توده‌واری افراد به سمت بتای توده‌واری بازار

---

1. Variance Discounting
2. Kalman Filter and Smoother
3. Wang and Canella (2006)
4. Bikhchandani and Sharma (2000)
5. Time-Varying Phenomenon

میل می‌کند. در این روش سرمایه‌گذاران روند کلی بازده بازار را در نظر گرفته و مقدار پراکندگی مقطعی را به عنوان معیار توده‌واری معرفی می‌کنند. هوانگ و سالمون توده‌واری را از جنس احساسات در بازار می‌دانند که تحت شرایط خاص این احساسات مشابه باعث ایجاد رفتار توده‌واری می‌شود. در این روش ابتدا نحوه تأثیرگذاری احساسات جمع بر بتای تعادلی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] (CAPM) نشان داده شده و در شرایطی که واریانس مقطعی بتا بر اثر افزایش توده‌واری و احساسات کل بازار کاهش یابد، احساسات و توده‌واری افراد شبیه هم عمل خواهند کرد. مدل قیمت‌گذاری (CAPM) نرخ بازده مورد انتظار سهم i را با معیار مناسب ریسک اوراق بهادار مرتبط ساخته و رابطه (۳) را تعریف می‌کند:

$$E_t(r_{it})= \beta_{imt}\, E_t(r_{mt}) \qquad (۳)$$

در این معادله $E_t(r_{it})$ بازده اضافی مورد انتظار سهم i در زمان t، $E_t(r_{mt})$ بازده اضافی مورد انتظار کل بازار در زمان t و β_{imt} ریسک سیستماتیک و یا به عبارت دیگر شاخص حساسیت سهم i در زمان t است. بر اساس مدل (CAMP) در شرایط تعادلی، بتا با استفاده از رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$\beta_{imt}= \frac{E_t(r_{it})}{E_t(r_{mt})} \qquad (۴)$$

اگر در شرایطی تورش توده‌واری حادث شود، بازده مورد انتظار یک سهم ($E_t(r_{it})$) متأثر از تغییرات مورد انتظار بازده بازار است که بیشتر از ارقام مدل تعادلی (CAPM) خواهد بود. مطابق این تعریف، بتای توده‌واری سهم i (β_{imt}) در اطراف عدد ۱ نوسان می‌کند. هوانگ و سالمون با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بتای توده‌واری را به صورت معادله (۵) تعریف می‌کنند:

$$\frac{E_t^b(r_{it})}{E_t(r_{mt})} = \beta_{imt}^b= \beta_{imt} - h_{mt}(\beta_{imt}) \qquad (۵)$$

در این معادله $E_t^b(r_{it})$: بازده مازاد مورد انتظار سهم i در زمان t و تحت شرایط توده‌واری، قیمت‌گذاری نادرست ناشی از تعصب در یک مقطع زمانی خاص به صورت بالانویس b در متغیر β نشان داده می‌شود. به عبارتی این معادله ارتباط بین بتای تعادلی (β_{imt}) (یعنی بتایی که در شرایط تعادل قیمت‌گذاری سهام بدست آمده) و بتای متعصبانه (β_{imt}^b) که دچار انحراف شده را نشان می‌دهد. نهایتاً ضریب توده‌واری بتا با عبارت (h_{mt}) نشان داده می‌شود که در طول زمان متغیر بوده و اگر: ۱) $h_{mt}=0$: قیمت‌ها در حالت تعادلی بوده و هیچ‌گونه رفتار توده‌واری وجود ندارد، ۲)

[1]. Capital Asset Pricing Mode

$0<h_{mt}<1$: نشان‌دهنده وجود رفتار توده‌واری است و می‌توان رفتار توده‌واری را تحت شرایطی تایید کرد، ۳) $h_{mt}<0$: بازار سهام دارای رفتار توده‌واری ناسازگار است و ۴) $h_{mt}=1$: حالتی است که در بازار رفتار توده‌واری کامل اتفاق افتاده است و این زمانی است که قیمت سهام به سمت اجماع و یا کل بازار در حال حرکت است. در حالت وجود توده‌واری برای سهم i که دارای بتای بزرگتر از ۱ است: $\beta_{imt}> \beta^{b}_{imt} > 1$ و برای سهمی که دارای بتای کوچکتر از ۱ است: $\beta_{imt} < \beta^{b}_{imt} < 1$ خواهد بود. بر این اساس در زمان وجود رفتار توده‌واری، بتا در اطراف ۱ نوسان خواهد داشت. زمانی که رفتار توده‌واری کوچکتر از صفر باشد: $\beta^{b}_{imt} > \beta_{imt} >1$ بوده و توده‌واری معکوس اتفاق افتاده است. مطابق این معادله $E_t(r_{mt})$ به عنوان عدد معلوم بوده که h_{mt} به صورت مقید به مقدار بازده مازاد برآورد شده و متأثر از قیمت‌گذاری غلط مانند حباب قیمتی در بازار نخواهد شد. بر اساس مدل هوانگ و سالمون (۲۰۰۹) انحراف در بتاها بوسیله سه عامل اصلی: توده‌واری، احساس بازار و احساسات فردی ایجاد شده و بتای متعصبانه‌ی[1] حاصل از احساسات (β^{s}_{imt}) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\beta^{s}_{imt}= 1+ \frac{1}{1+S_{mt}}[(1 - h_{mt})(\beta_{imt} - 1) + \omega_{it}] \qquad (۶)$$

در معادله (۴) عبارت (β^{s}_{imt}) به عنوان ریسک سیستماتیک و یا فاکتور حساسیت سهم i در زمان t شناخته می‌شود که بوسیله احساسات افراد متعصب دچار انحراف از حالت روند عادی شده است. (S_{mt}) نشان‌دهنده سطح خوش‌بینی و امید و یا بدبینی و ناامیدی بازار بوده و (ω_{it}) احساسات افراد روی سهم i در یک شرایط خاص خواهد بود. بر اساس تعاریف بتای توده‌واری، در شرایط خاص که $S_{mt}= h_{mt}= \omega_{it}=0$ باشد یا اینکه $h_{mt}=- S_{mt}$, $\omega_{it}=0$ باشد، بتای توده‌واری متعصبانه (β^{s}_{imt}) با بتای تعادلی بازار (β_{imt}) برابر خواهد بود ($\beta^{s}_{imt}=\beta_{imt}$). همچنین در یک مقدار مشخص از (S_{mt}) و مقدار مثبت (h_{mt})، مقدار (β^{s}_{imt}) به سمت یک میل خواهد کرد. در شرایطی که (h_{mt}) منفی باشد، مقدار (β^{s}_{imt}) از عدد یک دور خواهد شد و زمانی که (S_{mt}) افزایش می‌یابد (به شرط ثابت بودن مقدار (h_{mt}) مقدار (β^{s}_{imt}) به سمت عدد یک میل خواهد کرد و بر عکس. در شرایطی که (ω_{it}) با (β_{imt}) باهم مرتبط نباشند واریانس (β^{s}_{imt}) با استفاده از رابطه (۷) محاسبه خواهد شد:

$$Var(\beta^{s}_{imt})=E_c[(\frac{1}{1+S_{mt}}[(1 - h_{mt})(\beta_{imt} - 1) + \omega_{it}])^2]$$

[1]. معنی دیگر اینکه بتای توده‌واری به دلیل احساسات دچار انحراف از حالت عادی بازار شده است.

$$= \frac{1}{(1+S_{mt})^2}[(1-h_{mt})^2 Var_c(\beta_{imt}) + Var_c(\omega_{it})] \quad (۷)$$

بر اساس فرضیه‌های هوانگ و سالمون با افزایش واریانس بتا (β_{imt}) و واریانس احساسات روی سهم i (ω_{it})، مقادیر ضریب توده‌واری (h_{mt}) و سطح خوش‌بینی و یا بدبینی (S_{mt}) کاهش خواهد یافت. در شرایطی که بتای توده‌واری به سمت بازار میل کند و احساسات نسبت به بازار مثبت باشد، مقدار واریانس بتا ($Var(\beta^S_{imt})$) کاهش یافته و در شرایطی که توده‌واری وجود نداشته باشد ($h_{mt}=0$) اما احساسات در بازار وجود داشته باشد، (یعنی اینکه $S_{mt}\neq 0$) تغییر در واریانس بتا به دلیل تغییر در احساسات بازار اتفاق خواهد افتاد. تعریف هوانگ و سالمون از توده‌واری عبارتست از واریانس مقطعی بتا که از توده‌واری و احساسات نشأت گرفته که با توجه به توضیح ارائه شده در خصوص آماره بتا، هوانگ و سالمون آماره رفتار بتای توده‌واری را با استفاده از معادله (۸) تعریف می‌کنند:

$$H_{mt} = \frac{1}{Nt}\sum_{i=1}^{N}(\hat{\beta}^S_{imt} - 1)^2 \quad (۸)$$

در معادله (۸) رفتار توده‌واری با (H_{mt}) نشان‌داده می‌شود و در دوره‌های زمانی مختلف برای هر سهم (i) یک (β^S_{imt}) وجود دارد و نشان‌دهنده تغییرات مقطعی بتا بوده که از احساسات توده‌واری نشأت گرفته است. در این معادله (N_t) تعداد سهم‌های (i) بازار در زمان t و (β^S_{imt}) بتای متعصبانه برای سهم iام در زمان t است. بنابراین تعریف بتای توده‌واری، عبارت است از تغییرات مقطعی واریانس بتاها در طول زمان که از تغییر احساسات توده‌واری نشأت خواهد گرفت. در ادامه معادله (۶) به صورت معادله (۹) بازنویسی می‌شود:

$$H_{mt} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\hat{\beta}^S_{imt} - 1)^2 + \frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t}\eta^2_{im} \quad (۹)$$

در این معادله (η^2_{im}) خطای برآورد بوده و از آن‌جا که میانگین خطاهای مقطعی برآورد شده می‌توانند منجر به (H_{mt}) متعصبانه شود، مطابق با معادله (۸) معیار استاندارد شده از بتای توده‌واری ارائه می‌شود که به اندازه کافی آثار توده‌واری را در بر داشته (جزئیات بیشتر به هوانگ و سالمون، ۲۰۰۹) و معادله کاربردی این پژوهش خواهد بود:

$$H^*_{mt} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{\hat{\beta}^S_{imt}-1}{\hat{\delta}_{\hat{\beta}_i}}\right)^2 \quad (۱۰)$$

در این معادله ($\hat{\delta}_{\hat{\beta}_i}$) خطای استاندارد مربوط به بتای توده‌وار ($\hat{\beta}^S_{imt}$) بوده و (N_t) تعداد سهم در بازار سهام در زمان t خواهد بود. جهت برآورد (H^*_{mt}) ابتدا باید ضریب بتای توده‌واری هوانگ و سالمون برآورد شود که براساس پیشنیه پژوهش، مقدار بتا در طول زمان عدد متغیری بوده و این تغییرات با

روش‌های مختلفی قابل محاسبه است. براین اساس در این پژوهش از ضریب بتای توده‌واری ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) مانند هوانگ و سالمون (۲۰۰۹)، کروکیدا و همکاران (۲۰۲۰) و سعیدی و فرهانیان (۱۳۹۰) استفاده می‌شود که در محاسبه آن از روش پنجره متحرک[1] استفاده شده و با استفاده از روش رگرسیون ساده، ضریب بتای توده‌واری ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) بدست می‌آید. مطابق با این روش، ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) با استفاده از معادله (۹) بدست می‌آید:

$$r_{it} = \alpha^{s}_{it} + \beta^{s}_{imt} * r_{mt} + \eta_{it} \qquad t = ۱, ۲, ۳, \ldots, T \qquad (۱۱)$$

در این معادله بازده اضافی سهم i (r_{it}) بر روی بازده اضافی کل بازار (r_{mt}) رگرس شده و η_{it} نیز مقادیر پسماندها و یا جملات اختلال حاصل از آن برای هر سهم i بوده و واریانس (β^{s}_{imt}) برای سهم i در زمان t با استفاده از معادله (۱۲) محاسبه خواهد شد:

$$Var(\hat{\beta}^{s}_{imt}) = \hat{\delta}_{\hat{\beta}_i} = \frac{\hat{\delta}^{2}_{\eta_{it}}}{\hat{\delta}^{2}_{mt}} \qquad (۱۲)$$

در معادله (۱۲)، ($\hat{\delta}^{2}_{mt}$) واریانس r_{mt} و در نهایت ($\hat{\delta}^{2}_{\eta_{it}}$) واریانس جملات پسماند رگرسیون‌های نمونه‌ای برای ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) است که از معادله (۱۱) بدست آمده‌اند. باید دقت کرد که متغیر ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) در طول زمان متغیر بوده که این امر برآوردهای متغیر رفتار بتای توده‌واری (H^{*}_{m}) را تحت تأثیر قرار خواهد داد. از طرفی محاسبات مربوط به ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) زمانی صحیح است که r_{it} و r_{mt} و η_{it} با سرعت یکسان تغییر یابند، در غیر این صورت (H^{*}_{m}) تحت تأثیر ناهمسانی واریانس قرار خواهد گرفت. برای رفع این مشکل از آماره t به عنوان شاخص اندازه‌گیری توده‌واری استفاده خواهد شد که مطابق آن متغیر ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) استاندارد می‌شود:

$$\frac{\hat{\beta}^{s}_{imt} - E(\hat{\beta}^{s}_{imt})}{stde(\hat{\beta}^{s}_{imt})} = \frac{\hat{\beta}^{s}_{imt} - 1}{\frac{\hat{\delta}_{\eta_{it}}}{\hat{\delta}_{mt}}} \qquad (۱۳)$$

بر این اساس با استفاده از آماره t که دارای توزیع نرمال با واریانس همسان است، بحث ناهمسانی واریانس‌های متغیر ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) و آثار نوسان بازار از بین رفته و قابلیت مقایسه توده‌واری در دو دوره متفاوت را فراهم می‌کند. نکته پایانی اینکه تفسیر ارقام بدست آمده برای شاخص رفتار بتای توده‌واری می‌توان این است که، توده‌واری افزایش و یا کاهش داشته یا اینکه بدون تغییر مانده است و نباید ارقام به صورت عددی مورد مقایسه قرار گیرند.

---

[1]. Rolling Windows

۳-٤- متغیر پنهان سیاست‌های پولی

در مدل رگرسیون (TVP-FAVAR) به تمامی متغیرهای پولی اجازه داده می‌شود تا در برآورد عامل پنهان سیاست‌های پولی (mon) با وزن‌های متغیر تأثیر بگذارند. به این ترتیب، ابزار اقتصادسنجی معرفی شده به صراحت این واقعیت را در نظر می‌گیرد که هر متغیر پولی آثار متفاوت و با شدت‌های متفاوت را در اقتصاد واقعی خواهند داشت. در این پژوهش با استفاده از ۹ متغیر سیاست پولی سعی بر پوشش کامل ابعاد مختلف آثار سیاست‌های پولی بر اقتصاد ایران شده که مطابق با آن، در بخش پایه پولی سه متغیر نرخ تغییر سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی، نرخ تغییر سپرده‌های دیداری بانک‌ها نزد بانک مرکزی و نرخ تغییراسکناس و مسکوک در جریان، در بخش نقدینگی برحسب عوامل موثر بر عرضه چهار متغیر نرخ تغییر خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی، نرخ تغییر خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی، نرخ تغییر بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی و نرخ تغییر خالص سایر اقلام و در بخش نقدینگی بر حسب اجزای تشکیل دهنده آن دو متغیر نرخ تغییر حجم پول و نرخ تغییر حجم شبه پول استفاده شده است.

۳-٥- سایر متغیرهای کلان اقتصادی

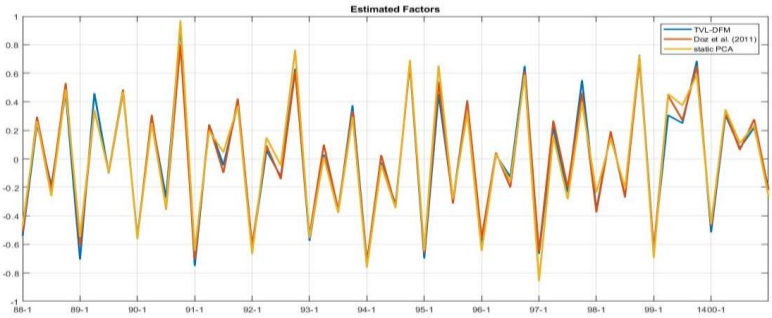
بر اساس مدل ارائه شده توسط کوپ و کروبیلیس (۲۰۱۳) y_t یک بردار از متغیرهای اصلی اقتصادی خواهد بود که داریم: $y_t = (H_{mt}, GDP^*, P^*, R_{mt}, liq_t)'$. مطابق با توضیحات داده شده (H_{mt}) متغیر رفتار بتای توده‌واری، (GDP^*) نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، (P^*) نرخ تورم، (Rm_t) نرخ بازده کل بازار بورس اوراق بهادار تهران و (liq_t) نرخ نقدشوندگی سهام موجود در بازار سهام است که براساس پیشنیه پژوهش بیشترین آثار را بر بازار بورس دارند.

٤- برآورد مدل و تفسیر نتایج

در این پژوهش از داده‌های فصلی ۳۰ متغیر اقتصادی شامل ۴ متغیر بخش ارزی، ۷ متغیر بخش عملکرد مالی دولت، ۳ متغیر بخش پایه پولی بر حسب مصارف، ۴ متغیر بخش نقدینگی برحسب عوامل موثر بر عرضه و ۲ متغیر نقدینگی برحسب اجزای تشکیل دهنده آن، ۲ متغیر بخش تراز خارجی، قیمت طلا، قیمت نفت، نرخ بیکاری، تولید ناخالص داخلی، تورم، بازده کل بازار

بورس، شاخص نقدشوندگی بازار بورس[۱] و در نهایت متغیر رفتار بتای توده‌واری برای برآورد مدل در دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۸-۱ الی ۱۴۰۰-۴ استفاده شده که منبع داده‌ها نیز داده‌های سری زمانی بانک مرکزی ایران است. همچنین داده‌های متغیرها قبل از به کارگیری در مدل ایستا شده‌اند. برآورد مدل (TVP-FAVAR) با استفاده از مدل رگرسیون طراحی شده توسط کوپ و کروبیلیس (۲۰۱۳) و نرم افزار متلب (MATLAB-2017) و با استفاده از ۲ وقفه انجام شده است.

براساس مدل طراحی شده کوپ و کوروبیلیس، سیاست‌های پولی به عنوان متغیر پنهان در نظر گرفته شده و محاسبه آن با استفاده از سه روش: مدل (TVP-FAVAR) ارائه شده توسط این افراد، مدل FAVAR روش دو مرحله‌ای دوز و همکاران[۲] (۲۰۱۱) و مدل PCA انجام گرفته که نتایج برآوردها در شکل شماره (۱) قابل مشاهده است. همان‌طور که در این شکل مشاهده می‌شود، هر سه روش مذکور دارای محاسبات تقریبا یکسانی از متغیر پنهان سیاست‌های پولی بوده‌اند که موید اعتبار بالای مدل طراحی شده توسط این افراد است.



شکل ۱: برآورد متغیر پنهان سیاست‌های پولی (mon)

منبع: یافته‌های پژوهش

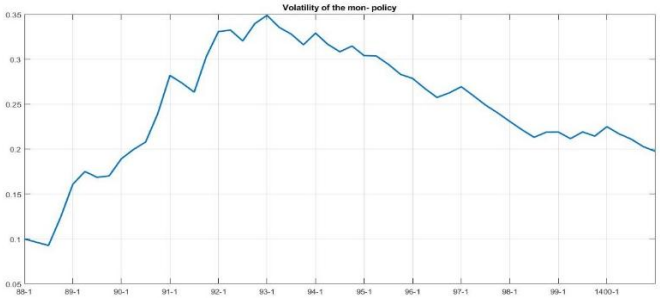
برای برآورد متغیر پنهان سیاست پولی سعی شده تا با استفاده از همه متغیرها و ابزارهای پولی تمامی ابعاد و آثار مختلف این سیاست‌ها شناسایی و خروجی دقیق‌تری از این متغیر دریافت شود. بر همین اساس، ۹ متغیر پولی شامل ۳ متغیر در بخش پایه پولی بر حسب مصارف، ۴ متغیر در بخش

---

[۱]. توضیح اینکه محاسبات مربوط به شاخص‌های بازده کل و شاخص نقدشوندگی بازار بورس دارای فرمول‌های محاسباتی مخصوص به خود هستند که نحوه محاسبه آن‌ها به مطالعات پیشین این تحقیق ارجاع داده می‌شود.

[2]. Doz et al (2011)

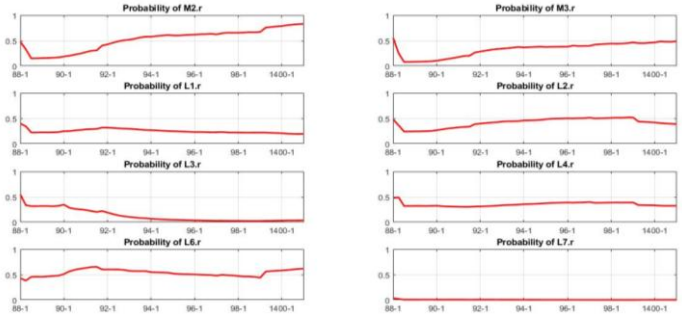
نقدینگی بر حسب عوامل موثر بر عرضه آن و ۲ متغیر نقدینگی بر حسب اجزای تشکیل دهنده آن برای محاسبات متغیر پنهان سیاست‌های پولی مورد استفاده قرار گرفته است. شکل (۲) اولین خروجی از برآورد متغیر پنهان بوده که مقدار تغییر آن برای کل بازه زمانی مورد بررسی را نشان داده و مطابق با آن بیشترین تغییرات آن مربوط به سال‌های ۱۳۸۸ تا اوایل سال ۱۳۹۳ بوده و پس از آن میزان تغییرات با اینکه همچنان مثبت بوده، با شیب ملایمی کاهش پیدا کرده است.



شکل ۲: میزان نوسانات متغیر پنهان سیاست پولی طی بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۸

منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۳) مقدار احتمال مشارکت هر یک از انواع متغیرهای سیاست‌های پولی به کار برده شده در برآورد متغیر پنهان را نشان می‌دهد و برای تحلیل نمودارهای این شکل ضروری است اشاره شود که در ایران با توجه به استقلال عمل پایین بانک مرکزی و اجرای سیاست‌های پولی دولت توسط بانک مرکزی، بازه زمانی مورد بررسی به سه دوره ریاست جمهوری تقسیم شده و میزان اهمیت تاثیرگذاری هریک از متغیرها در برآورد متغیر پنهان به صورت کیفی به چهار طبقه: با اهمیت زیاد، متوسط،کم و بی‌اهمیت تفکیک شده است.



شکل ۳: مقدار احتمال مشارکت هریک از ۸ متغیر سیاست پولی در محاسبات عامل پنهان سیاست پولی

منبع: یافته‌های پژوهش

در محاسبه متغیر پنهان سیاست‌های پولی، یکی از متغیرهای این سیاست باید به عنوان شاخص اختصاصی سیاست پولی در نظر گرفته شود که مطابق با تئوری‌های اقتصادی این مسئولیت (با تاثیر ۱۰۰ درصدی بر متغیر پنهان) برای نرخ ذخیره قانونی در نظر گرفته شده و پس از آن میزان اهمیت ۸ متغیر باقی مانده مورد بحث قرار می‌گیرد.

جدول ۱: سطح اهمیت اثرگذاری هریک از ۸ متغیر سیاست پولی در محاسبه مقدار عامل پنهان سیاست پولی

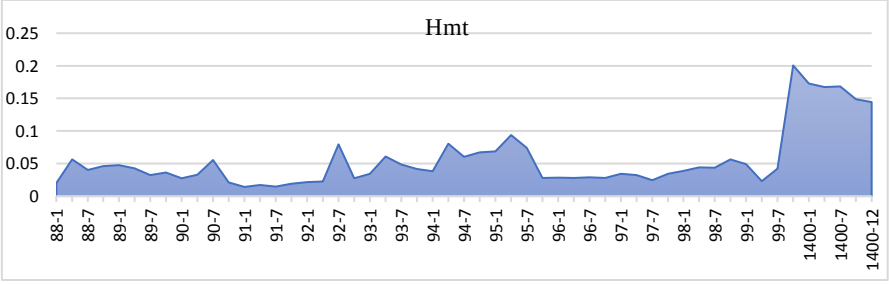
ردیف	عنوان متغیر	نام اختصاری	دوره ۸۸-۹۲	دوره ۹۲-۹۶	دوره ۹۶-۱۴۰۰
۱	نرخ تغییرسپرده های دیداری بانک ها	M2.r	کم	متوسط رو به زیاد	زیاد
۲	نرخ تغییراسکناس و مسکوک در جریان	M3.r	کم	کم رو به متوسط	متوسط
۳	نرخ تغییر خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی	L1.r	کم	کم	کم
۴	نرخ تغییر خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی	L2.r	کم	متوسط	متوسط
۵	نرخ تغییر بدهی بخش غیر دولتی به سیستم بانکی	L3.r	کم	کم رو به بی اهمیت	بی اهمیت
۶	نرخ تغییر خالص سایر اقلام	L4.r	کم	کم رو به متوسط	متوسط رو به کم
۷	نرخ تغییر حجم پول	L6.r	متوسط رو به زیاد	متوسط	متوسط روبه زیاد
۸	نرخ تغییر حجم شبه پول	L7.r	بی اهمیت	بی اهمیت	بی اهمیت

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول (۱) در بازه زمانی ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۲ تقریبا تمامی ابزارهای سیاست پولی دارای اهمیت کمی هستند و در دوره ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ از آنها با سطح اهمیت متوسط استفاده شده و در بازه زمانی ۱۳۹۶ الی ۱۴۰۰ سطح اهمیت کاربرد این ابزار از دوره قبلی بیشتر شده و این سیاست با قدرت بیشتری خود را در اکثر ابزارهای سیاست پولی نشان داده است. از طرفی یکی از ابزارهای مهمی که تقریبا در تمامی دوره‌های زمانی دارای تاثیر بالایی بوده و نه تنها در ایران بلکه در سایر کشورها نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد، متغیر نرخ تغییر حجم پول بوده که این ابزار در هر سه دوره ریاست جمهوری با سطح اهمیت متوسط و به بالا به کار برده شده و در دوره ۱۳۹۶ الی ۱۴۰۰ بیشترین سطح

تاثیرگذاری و اهمیت آن بر متغیر پنهان بوده است. همچنین براساس خروجی‌ها نرخ تغییر حجم شبه پول کم اهمیت‌ترین متغیر در برآورد متغیر پنهان برای تمامی دوره‌های مورد بررسی بوده است.

شکل (۴) نتایج بدست آمده از برآوردهای مربوط به رفتار بتای توده‌وار را نشان می‌دهد که با استفاده از نرم‌افزار متلب و روش پنجره متحرک ۱۲ دوره‌ای بدست آمده است[۱]. مطابق با توضیحات ارائه شده برای رفتار بتای توده‌واری در مبانی نظری پژوهش، مشاهده می‌شود که در تمامی بازه زمانی مورد بررسی مقدار این متغیر مثبت است که موید وجود رفتار بتای توده‌واری در بورس اوراق بهادار تهران است. باتوجه به شکل می‌توان گفت که بیشترین میزان بتای توده‌وار به طور پیوسته در اواخر سال‌های ۱۳۹۹ تا پایان سال ۱۴۰۰ اتفاق افتاده و پس از آن در سطحی پایین‌تر این رفتار در سال‌های ۱۳۹۴ تا اواخر سال ۱۳۹۵ بوده و در سایر فصول این نوع رفتار افراد سرمایه‌گذار در بورس تقریباً دارای مقداری مشابه و مثبت است.



شکل ٤: مقدار رفتار بتای توده‌وار بورس اوراق بهادار ایران ۱۳۸۸ الی ۱۴۰۰

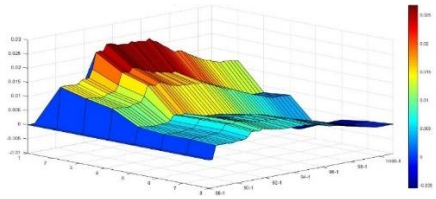
منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از تکانه‌های مربوط به هریک از متغیرهای کلان به همراه متغیر پنهان سیاست‌های پولی بر رفتار بتای توده‌وار با استفاده از دو وقفه و تحلیل تکانه‌ها تا هشت فصل مطابق با اشکال ۵ تا ۱۰ بدست آمده که بر اساس قابلیت مدل رگرسیون (TVP-FAVAR)، نتایج در زمان متغیر بوده و در قالب سه بعدی بوسیله نرم افزار متلب ترسیم شده است. بر این اساس محورهای افقی مربوط به دوره زمانی مورد بررسی (۱۴۰۰-۱۳۸۸) و تعداد دوره آثار شوک‌ها (تا ۸ فصل) بوده و محور عمودی مقادیر آثار تکانه‌های آنی متغیرها بر روی رفتار بتای توده‌وار را نشان می‌دهد.

---

[۱]. برای مطالعه بیشتر و درک کامل از نحوه محاسبه پنجره متحرک در محاسبه رفتار بتای توده‌واری به مقاله سعیدی و فراهانیان (۱۳۹۱) مراجعه شود.

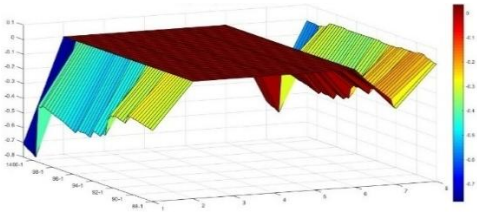
بر اساس شکل (۵) با اعمال سیاست‌های پولی انبساطی در فصل اول آثار مثبت آن بر رفتار بتای توده‌وار نمایان شده و در فصل دوم بیشترین تاثیر را بر آن داشته و تا چهار فصل آثار قابل توجه بوده و از فصل پنجم این آثار تقریبا نامحسوس و قابل چشم‌پوشی شده‌اند. همچنین بیشترین آثار سیاست‌های پولی بر رفتار بتای توده‌وار برای سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ بوده به عبارتی در این سال‌ها، سیاست‌های پولی انبساطی دولت و تصمیم‌گیران اقتصادی تقویت‌کننده رفتار بتای توده‌واری شده و اما در سال‌های ۱۳۹۸ الی ۱۴۰۰ مانند سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۲ این آثار پایین‌تر بوده و در سال ۱۴۰۰ و پس از گذشت پنج فصل منفی شده است.



شکل ۵: اثر شوک آنی سیاست‌های پولی بر رفتار بتای توده‌وار

منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۶) اثر شوک‌های آنی رفتار بتای توده‌وار بر خود متغیر را نشان می‌دهد که براساس آن در فصول اول و هفتم این آثار منفی بوده و در سایر فصول تقریبا صفر می‌شود. از طرفی باید اذعان کرد که آثار منفی این شوک‌ها در فصول اول و هفتم سال ۱۴۰۰ قدرتمندتر و متفاوت‌تر از سایر سال‌های مورد بررسی بوده است.

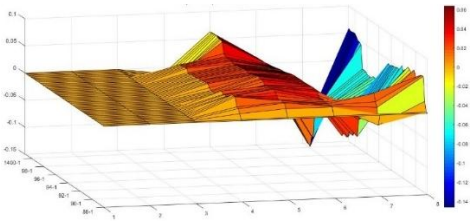


شکل ٦: اثر شوک آنی رفتار بتای توده‌واری بر رفتار بتای توده‌وار

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس شکل (۷) اثر شوک‌های آنی تغییرات تولید ناخالص داخلی بر رفتار توده‌وار تا سه فصل اول صفر بوده و پس از آن آثار هر چند کم اما به صورت مثبت خود را نشان داده (در سال ۱۴۰۰ این آثار در فصل چهارم منفی شده و در فصل پنج به یک باره مثبت شده) و در فصل هفتم

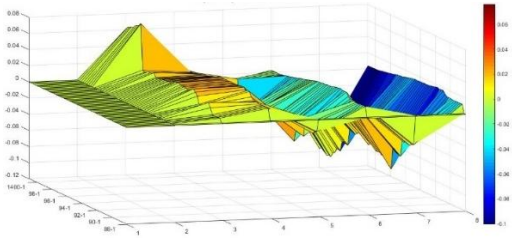
این اثر منفی و در فصل هشت دوباره مثبت شده است.



شکل ۷: اثر شوک آنی تولید ناخالص داخلی بر رفتار بتای توده‌وار

منبع: یافته‌های پژوهش

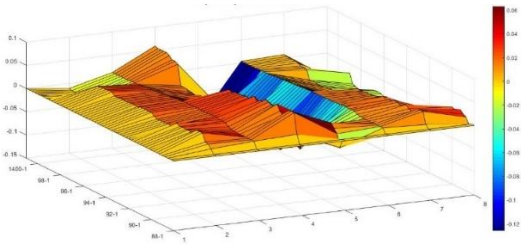
آثار شوک‌های آنی نرخ تورم بر رفتار بتای توده‌وار باتوجه به شکل (۸) پس از دو فصل بی‌تاثیری، در فصل سوم مثبت شده و تا فصل چهارم ادامه داشته و پس از آن این آثار منفی می‌شود که بیشترین تاثیر منفی این متغیر بر رفتار بتای توده‌وار در فصل هفتم و در سال ۱۴۰۰ مشاهده می‌شود.



شکل ۸: اثر شوک آنی تورم بر رفتار بتای توده‌وار

منبع: یافته‌های پژوهش

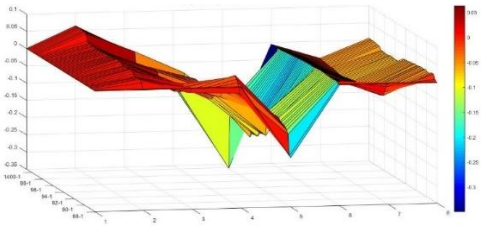
آثار شوک آنی بازده کل بورس بر رفتار بتای توده وار مطابق با شکل (۹) هرچند پایین بوده ولی تا چهار فصل مثبت و در فصل پنجم به یک باره منفی شده (به طور خاص در سال ۱۴۰۰) و دوباره در فصول بعدی این آثار مثبت می‌شود.



شکل ۹: اثر شوک آنی بازده کل بورس بر رفتار بتای توده‌وار

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس شکل (۱۰) آثار شوک آنی مقدار نقدشوندگی سهام موجود در بورس بر رفتار بتای توده‌وار تا دو فصل اول هر چند کم اما مثبت بوده و از فصل سوم تا هفتم این آثار منفی (به طور خاص در فصل پنجم) شده است.



شکل ۱۰: اثر شوک آنی نقدشوندگی بازار بورس بر رفتار بتای توده‌واری

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از مدل رگرسیون (TVP-FAVAR) کوپ و کروبیلیس(۲۰۱۳)، نرم‌افزار متلب (MATLAB) و داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۰، آثار متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تورم، بازده کل بازار بورس، شاخص نقدشوندگی بازار بورس و متغیر پنهان سیاست‌های پولی بر رفتار بتای توده‌وار افراد سرمایه‌گذار بازار بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته است. باید اذعان کرد که با توجه به قابلیت‌های مدل، تعداد متغیرهای به کار برده شده برای تعیین متغیر پنهان سیاست‌های پولی بیشتر بوده و توانسته ابعاد مختلف این سیاست را به شکلی جامع پوشش داده و آثار آن را در قالب یک متغیر پنهان ارائه دهد. از طرفی این قابلیت در مدل وجود داشته تا تغییر ضرایب برآوردگرها در طول بازه زمانی مورد بررسی را مشاهده و بتوان تاثیر تغییرات متغیرهای توضیحی براساس تحولات ایجاد شده آنها را تحلیل کرد.

در محاسبه متغیر رفتار بتای توده‌وار، وجود این رفتار در بازار بورس اوراق بهادار تهران و کل بازه زمانی مورد بررسی تایید شده و مطابق با خروجی‌ها، اوج رفتار بتای توده‌وار مابین سال‌های ۱۳۹۹ تا پایان سال ۱۴۰۰ و در سطحی پایین‌تر مابین سال‌های ۱۳۹۴ تا اواخر سال ۱۳۹۵ اتفاق افتاده است. خروجی‌های بدست آمده از مدل رگرسیون (TVP-FAVAR) نشان دهنده آن است که واکنش آنی متغیر در طول زمان متغیر پنهان سیاست‌های پولی انبساطی تا چهار فصل اول دارای آثار

بالایی بر رفتار بتای توده‌وار بوده به عبارتی تغییرات در سیاست پولی توانسته در همان فصل اول و دوم آثار مهمی بر رفتار بتای توده‌وار گذاشته و در فصول بعدی این آثار ناچیز شده و اوج این واکنش‌ها در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ اتفاق افتاده است. واکنش آنی سایر متغیرها بر رفتار بتای توده‌وار نیز به این صورت بوده که: واکنش آنی متغیر رفتار بتای توده‌وار روی خود در دو فصل اول و هفتم تاثیر منفی و در سایر فصول بی‌تاثیر بوده، متغیر تولید ناخالص داخلی پس از سه فصل بی‌تاثیری دارای آثار مثبت ناچیزی شده، متغیر نرخ تورم پس از دو فصل بی‌تاثیری در فصل سوم و چهارم مثبت شده و پس از آن این آثار منفی می‌شود، متغیر بازده کل بورس هرچند دارای آثار پایین بوده ولی تا چهار فصل مثبت و در فصل پنجم به یک باره منفی شده و در نهایت متغیر نقدشوندگی سهام موجود در بورس تا دو فصل اول هرچند کم ولی مثبت و از فصل سوم تا هفتم این آثار منفی شده است. از نقاط قوت این پژوهش استخراج مقدار احتمال تاثیرگذاری هریک از ابزارهای سیاست پولی در مقدار عددی متغیر پنهان سیاست پولی بوده که در این میان نرخ تغییر حجم پول و نرخ تغییر سپرده‌های دیداری بانک‌ها بیشترین و نرخ تغییر حجم شبه پول کمترین تاثیرگذاری را داشته و به راحتی می‌توان ادعا کرد تصمیم‌گیران اقتصادی در بازه زمانی ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۸ از اکثر ابزارهای سیاست‌های پولی برای اجرای این سیاست‌ها استفاده کرده‌اند.

در یک جمع‌بندی کلی باید گفت که اقتصاد ایران یک اقتصاد در حال توسعه و دارای محدودیت‌های مخصوص به خود بوده و برنامه‌ها و عملکردهای تصمیم‌گیران اقتصادی بر رفتار افراد تاثیرگذار است. مشاهده می‌شود که دولت جهت خط‌دهی و هدایت افراد سرمایه‌گذار در بازار بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از سیاست‌های پولی خود می‌تواند اثرگذاری عمده‌ای در این جهت داشته باشد. از این رو دولت و تصمیم‌گیران اقتصادی می‌توانند در زمان‌هایی که این بازار دارای حباب قیمتی بوده و یا بازار از مسیر خود خارج می‌شود بر رفتار آنها اثرگذار باشند. ذکر این نکته ضروری است که در این مسیر نباید دولت اعتبار اطلاعاتی خود را از دست بدهد چرا که در مباحث رفتاری دقیقا بر رفتارهای انسان معمولی و نه انسان اقتصادی توجه می‌شود که حتی می‌تواند پاسخ عکس از سرمایه‌گذاران را دریافت کند. از جنبه دیگر اینطور می‌توان ادعا کرد اگر زمانی دولت تصمیم بر اثرگذاری کمتر در این بازار را داشته باشد، می‌تواند با تنوع بخشی در ابزارهای سیاست پولی هم به اجرای سیاست‌های پولی خود اقدام کند و هم آثار آن بر بازار بورس را غیر قابل

پیش‌بینی کند، درغیر این صورت پیشنهاد جایگزین برای اجرای سیاست‌ها صرفاً انضباط پولی خواهد بود که می‌تواند این آثار را کاهش دهد. پیشنهاد دیگری که می‌تواند برای پژوهش‌های آتی جذاب و روشنگر مسیر سیاست‌گذاری‌های دولت باشد این است که بررسی شود که تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر کدام یک از صنایع حاضر در بورس و نمادهای بورسی بیشتر بوده تا براساس آن سیاست‌گذاران بتوانند با اعمال سیاست‌های پولی اقدام به مسیردهی رفتار توده‌واری سرمایه‌گذاران در این بازار نموده و بتوانند بخشی از سرمایه را به صنایع خاص هدایت نمایند.

References

Akbari, J. Bakhtiari, S. Sameti, M. & Ranjbar, h. (2018). "The Effect of Oil Shocks on the Relationship between Income - Government Expenditure in Iran and Challenges of Management and Impulse Control". Modiriat-e-Farda Journal **17**: 31-44. (In Persian)

Akkoç, U. Akçağlayan, A. & Akkoç G.K. (2021). "The Impacts of Oil Price Shocks in Turkey: Sectoral Evidence from the FAVAR Approach". Economic Change and Restructuring **54**: 1147–1171.

Antonakakis, N. Chatziantoniou, I. & Gabauer, D. (2019). "Cryptocurrency Market Contagion: Market Uncertainty, Market Complexity, and Dynamic Portfolios". Journal of International Financial Markets, Institutions and Money **61**: 37–51.

Babajani, J. Ebadi, J. & Moradi, N. (2015). "Herding Behaviour in Mutual Fund Industry, Evidence from Tehran Stock Exchange". Journal of Empirical Studies in Financial Accounting **12**(47): 47-71. (In Persian)

Barkhordari, S. & Froughi Far, M. (2020). "The Dynamic Regional Effects of Monetary Policy on Employment in Iran (TVP-FAVAR Approach)". Quarterly Juornal of Applied Theories of Economics **6**(4): 109-136. (In Persian)

Bernanke, B.S. Boivin, J. & Eliasz, P. (2005). "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach". Quarterly Journal of Economics **120**: 387-422.

Cai, F. Han, S. Li, D. & Li, Y. (2018). "Institutional Herding and Its Price Impact: Evidence from the Corporate Bond Market". Journal of Financial Economics **131**(1): 139-167.

Chashti, M. Lotfalipour, MR. Behname, M. & Enrahimi Salari, T. (2019). "Evaluating the Impacts of Balance of Payments Variables Shock on Selected Macroeconomic Variables Using FAVAR". Journal of Economic Modeling Research - Kharazmi University (37): 69-104. (In Persian)

Christou, C. Gupta, R. & Nyakabawo, W. (2019). "Time-Varying Impact of Uncertainty Shocks on the US Housing Market". Economics Letters. 180: 15–20.

Devenow, A. & Welch, I. (1996). "Rational Herding in Financial Economics". European Economic Review **40**(3–5): 603–615.

Erdogan, H.H. (2021). "Beta Herding in the Covid-19 Era: Evidence from Borsa Istanbul". Business and Economics Research Journal **12**(2): 359-368.

Farahani, M. Marzban, H. Dehghan, Z. & Akbarian, R. (2018). "The Theory of Measuring Effects of Interest rate shock on the Macro Factors in Iran: A Factor-Augmented Vector Autoregressive, Approach". Quarterly Journal of Applied Economics Studiesin Iran **7**(25): 29-54. (In Persian)

Fratzscher, M. Lo Duca, M. & Straub, R. (2016). "ECB Unconventional Monetary Policy: Market Impact and International Spillovers". IMF Economic Review **64**(1): 36–74.

Fu, B. & Wang, B. (2020). "The Transition of China's Monetary Policy Regime: Before and After the Four Trillion RMB Stimulus". Economic Modelling **89**: 273-303.

He, F. Ma, F. Wang, Z. & Yang, B. (2021). "Asymmetric Volatility Spillover between Oil-Importing and Oil-Exporting Countries' Economic Policy Uncertainty and China's Energy Sector". International Review of Financial Analysis **75**: 101739.

Heydari, H. (2018). "Constructing a Factor Augmented VAR Model to Analyze Transmission of Oil and Monetary Shocks to Iranian Economy". Journal of Economic Modeling Research - Kharazmi University (34): 71-106. (In Persian)

Heidari, M. & Abdoli, G. (2021). "Investigating the Collective Behavior of Investors in the Tehran Stock Market Using the Trading Volume". Economic Research **55**(4): 813-830. (In Persian)

Hwang, S. Rubesam, A. & Salmon, M. (2009). "Beta Herding through Overconfidence: A Behavioral Explanation of the Low-Beta Anomaly". Journal of International Money and Finance **111**: 102318.

Hwang, S. & Salmon, M. (2004). "Market Stress and Herding". Journal of Empirical Finance **11**: 585–616.

Hwang, S. & Salmon, M. (2007) "Sentiment and Beta Herding". https://www.researchgate.net/publication/228953705.

Jackson, L. E. Owyang, M. T. & Zubairy, S. (2018). "Debt and Stabilization Policy: Evidence from a Euro Area FAVAR". Journal of Economic Dynamics & Control **93**: 67-91.

Khan, A. (2018). "A Behavioral Approach to financial Supervision, Regulation, and Central Banking". International Monetary Fund Working Papers. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2018/08/02/A-Behavioral-Approach-to-Financial-Supervision-Regulation-and-Central-Banking-46146.

Khalili Araghi, M. Farzinvash, A. & Sadri, H. (2019). "The Impacts of Financial Development on Growth: TVP-FAVAR Model". The Economic Research (Sustainable Growth and Development) **19**(3): 31-59. (In Persian)

Khezri, M. Sahabi, B. Yavari, K. & Heydari, H. (2015). "Speculation Effects on Inflation in Iran Economy: TVP-FAVAR Model". Economics Research **15**(57): 193-228. (In Persian)

Khezri, M. Kazemnaziri, M. & Gharloghi, S. (2021). "An Experimental Study on the Effects of ICT Developmental Policies on Iran's Economic Growth". Quarterly

Journal of the Macro and Strategic Policies **8**(4): 692-715. (In Persian)

Khodaparast Shirazi, J. (2017). "Metamorphosis of Monetary Transmission Over Time: DSGE and FAVAR Approach". Quantitative Economics **14**(1): 143-172. (In Persian)

Koop, G. & Korobilis, D (2014). "A New Index of Financial Conditions". European Economic Review **71**: 101–116.

Krokida, S. I. Makrychoriti, P. & Spyrou, S. (2020). "Monetary Policy and Herd Behavior: International Evidence". Journal of Economic Behavior & Organization **170**: 386-417.

Leua, S. C-Y. & Robertson, M. L. (2021). "Mortgage Credit Volumes and Monetary Policy After the Great Recession". Economic Modelling **94**: 483-500.

Lutz, C. (2015). "The Impact of Conventional and Unconventional Monetary Policy on Investor Sentiment". Journal of Banking & Finance **61**: 89-105.

Luvsannyam, D. & Khuslen, B. (2019). "A Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach for Monetary Policy: Replication of the Empirical Results in Measuring the Effects of Monetary Policy". Journal of Applied Econometrics **34**(5): 820-821.

Mosavijahromi, Y. Mehrara, M. & Totonchi, S. (2020). "Evaluating the Most Important Factors Effecting Direct Taxes in Iranian Economy with TVP-DMA and TVP-FAVAR Models Approach". Quarterly Journal of Applied Economics Studiesin Iran **11**(34): 39-75. (In Persian)

Mozaffari, M. (2011). "Examination of Herding Behavior of Investment Company in Tehran Stock Exchange". Financial Knowledge of Securities Analysis (15): 69-81. (In Persian)

Nelson, L. & Stear, E. (1976). "The Simultaneous On-Line Estimation of Parameters and States in Linear Systems". IEEE Transactions on Automatic Control **21**: 94 -98.

Pourzamani, Z. (2012). "Appraising the Herding Behavior on Institutional Investors with Christie and Huang Model in Tehran Stock Exchange". Investment knowledge - Iranian Financial Engineering Association **1**(3): 147-160. (In Persian)

Raimundo Junior, G. D. S. Klotzle, M. C. Figueiredo Pinto, A. C. & Leite. A. L. (2020). "Political Risk, Fear, and Herding on the Brazilian Stock Exchange". Applied Economics Letters **27**: 9-763.

Raimundo Junior, G. D. S. Palazzi, R. B. Klotzle, M. C. & Figueiredo Pinto, A. C. (2020). "Analyzing Herding Behavior in Commodities Markets – An Empirical Approach". Finance Research Letters **35**: 101285.

Rocha Lima, E. C. Martinez, T. S. & Cerqueira Vin, L. D. S. (2018). "Monetary Policy and Exchange Rate: Effects on Disaggregated Prices in a FAVAR Model for Brazil". Brazilian Review of Econometrics **38**(1): 129–174.

Sadeghi, S.K. Beheshti, M.B. Ranjpour, R, & Ebrahimi, S. (2017). "Fiscal Policies and Income Distribution in Iran: FAVAR Approach". Quarterly Journal of Economic Modeling **39**(3): 75-98. (In Persian)

Saeedi, A. Farhanian, M. J. (2012). "To Study the Investor Herd Behavior in Tehran

Stock Exchange". Journal of Securities Exchange **4**(16): 175-198. (In Persian)

Serati, M. & Venegoni, A. (2019). "The Cross-Country Impact of ECB Policies: Asymmetriesin – Asymmetries Out". Journal of International Money and Finance **90**: 118–141.

Schmeling, M. & Wagner, C. (2019). "Does Central Bank Tone Move Asset Prices?". (October 23, 2019). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2629978.

Shams, S.F. & Esfandiari Moghadam, A.T. (2018). "The Relationship of Behavioral Herding with the Performance and Characteristics in Investment Companies of Tehran Stock Exchange". The Financial Accounting and Auditing Researches **10**(38): 47-66. (In Persian)

Sharifi, S.M.R. Haghighat, A. Ebrahim, M. & Aminifard, A. (2018). "The Relationship between Underground Economy and Financial Dewlopment in the TVP-FAVAR Framework: Evidence from Iran's Economy". Journal of Financial Econoics **13**(46): 41-71. (In Persian)

Tillmann, P. (2016). "Unconventional Monetary Policy and the Spillovers to Emerging Markets". Journal of International Money and Finance **66**: 136–156.

Tsionas E. M. & Philippas, N. (2013). "Revisiting Herding Behavior: Likelihood Evidence". (February 10, 2013). Available at SSRN Electronic Journal, https://ssrn.com/abstract=2214580.

Wu, Z. & Chong, T. T-L. (2019). "Price Rigidity in China: Empirical Results at Home and Abroad". China Economic Review **55**: 218-235.

Zanjirdar, M. & khojasteh, S. (2017). "The Impact of Investors' herding Behavior on the Stock Returns Using Huang and Solomon Model". Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies **4**(15): 115-134. (In Persian)

The Journal of
Economic Policy

Yazd University

Vol. 15 No. 29 Spring & Summer 2023 ISSN: 2645-3967

Gasoline pricing and its consequences on the absolute and relative poverty … **1**
Ali Asghar Salem, Siab Mamipour, Masoumeh Azizkhani

Investigating the economic impact of non-pharmaceutical interventions … **40**
Mahdieh Rezagholizadeh, Hossein Jafari, Morteza Abdolhosseini

Studying the effect of monetary policy on the exchange rate in uncertain … **80**
Elham Dehghani, Ali Raeispour Rajabali, Seyed Abdolmajid Jalaei Esfand Abadi

Analyzing the effect of liquidity and exchange rate on inflation … **111**
Saleh Taheri Bazkhaneh

The economic effects of the arrival of domestic tourists in Isfahan … **149**
Elham Opera Jouneghani, Zahra Nasrollahi

The effects of financial instability on macroeconomic variables … **171**
Yazdan Gudarzi Farahani, Mohsen Mehrara, Fateme Sadat Mohammadifard

New evidence for the relationship among money growth, inflation … **202**
Roozbeh Balounejad Nouri, Mozhgan Rafat Milani

Country risk, human development and the brain drain **241**
Ramin Amani, Bakhtiar Javaheri, Zanko Ghorbani

Changes in the exchange intensity of economic sectors in Iran … **283**
Danial Davoudi, Nooraddin Sharify

Investigating the technical and scale efficiency of energy input … **308**
Iman Shaker Ardakani, Mehdi Emami Meybodi

Analysis of monetary policies under disequilibrium conditions … **339**
Saeid Valinezhad, Ahmad Salahmanesh, Ebrahim Anvari

The effects of dynamic monetary policies on beta-herding behavior … **376**
Behnod Abbas, Alireza Erfani