دانشگاه یزد

نشریه علمی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال دوازدهم- شماره بیست و سوم- بهار و تابستان ۱۳۹۹

شاپا: ۳۹۶۷-۲۶۴۵

بررسی اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات بانکی ایران با استفاده از شاخص... ۱
زهره اسدی، کاظم یاوری، حسن حیدری

تاثیر نابرابری درآمد بر استطاعت مالی خرید مسکن خانوارهای کم درآمد مناطق کلان‌شهری... ۳۳
علی‌اکبر قلی‌زاده، مهدی عسگری

مکانیزم انتقال غیر خطی سیاست پولی از کانال قیمت سهام در ایران: رویکرد... ۶۵
علی مهدیلو، حسین اصغرپور

سنجش شاخص نااطمینانی بر مبنای جستجوی اینترنتی: مطالعه موردی بازار ارز ایران ۹۹
حمید ابریشمی، اکبر کمیجانی، مهدی نوری، محمد حسین معماریان

اثر شوک درآمدهای نفتی بر توان پذیری قیمت مسکن شهری در ایران ۱۳۳
سید وحید احمدی، ابراهیم عباسی، رضا محسنی

بررسی اثر صنعتی‌شدن و شهرنشینی بر کارایی انرژی در استان‌های ایران... ۱۶۷
یونس گلی، یوسف محنت‌فر

بررسی بی‌ثباتی مالی با مداخله‌گری سیستم بانکی: رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی ۱۸۹
افسانه قاسمی، بیت الله اکبری مقدم، حسین توکلیان

ارزیابی اثرات تمرکززدایی مالی بر نابرابری منطقه‌ای در ایران: رویکرد داده‌های ترکیبی فضایی ۲۲۵
محمد رضا اسکندری عطا، نادر مهرگان

برآورد انتقال تلاطم بین نرخ ارز و بازدهی بازار سهام به تفکیک صنایع در ایران ۲۵۳
اسمعیل ابونوری، غلامرضا کشاورز حداد، ایمان میرزا آقانسب

اثر پویای کاهش تعرفه‌ها بر ارزش افزوده بخش‌های اصلی اقتصاد ایران ۲۷۹
محمدحسن زارع

بررسی عوامل موثر بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید با تاکید بر سرمایه انسانی و انرژی‌های... ۳۲۱
سعید جعفری، مرضیه اسفندیاری، مصیب پهلوانی

بررسی اثرات غیر خطی سیاست مالی بر فعالیت اقتصادی در ادوار تجاری با رویکرد... ۳۴۵
سید علی‌رضا علوی باجگانی، کامبیز پیکارجو، کامبیز هژبر کیانی، تقی ترابی

نشریه علمی سیاست گذاری اقتصادی

ISSN : 2645- 3967

سال دوازدهم- شماره بیست و سوم- بهار و تابستان ۱۳۹۹

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Vol.12 No.23 Spring & Summer 2020 ISSN: 2645-3967

The study of the effects of liquidity and credit risk on bank stability in Iran using the Z-score index 31
Zohreh Asadi, Kazem Yavari, Hassan Heydari

Impact of income inequality on low-income housing affordability in selected metropolises of Iran 63
Ali Akbar Gholi Zadeh, Mehdi Asgari

Nonlinear mechanism of monetary policy through the stock price channel: Application of the MS-VAR approach 98
Ali Mahdiloo, Hosein Asgharpur

Calculation of uncertainty index based on an Internet search: A case study of the foreign exchange market of Iran 131
Hamid Abrishami, Akbar Komijani, Mahdi Nouri, Mohammad Hossein Memarian

The impact of oil revenues shocks on the affordability of urban housing prices in Iran 166
Seyed Vahid Ahmady, Ebrahim Abbassi, Reza Mohsen

The effect of urbanization and industrialization on energy efficiency in the provinces of Iran: The spatial econometric approach 188
Younes Goli, Yousef Mehnatfar

Dealing with financial instability through the DSGE modeling approach and banking intermediation 223
Afsaneh Ghasemi, Beitollah Akbari Moghadam, Hossein Tavakolian

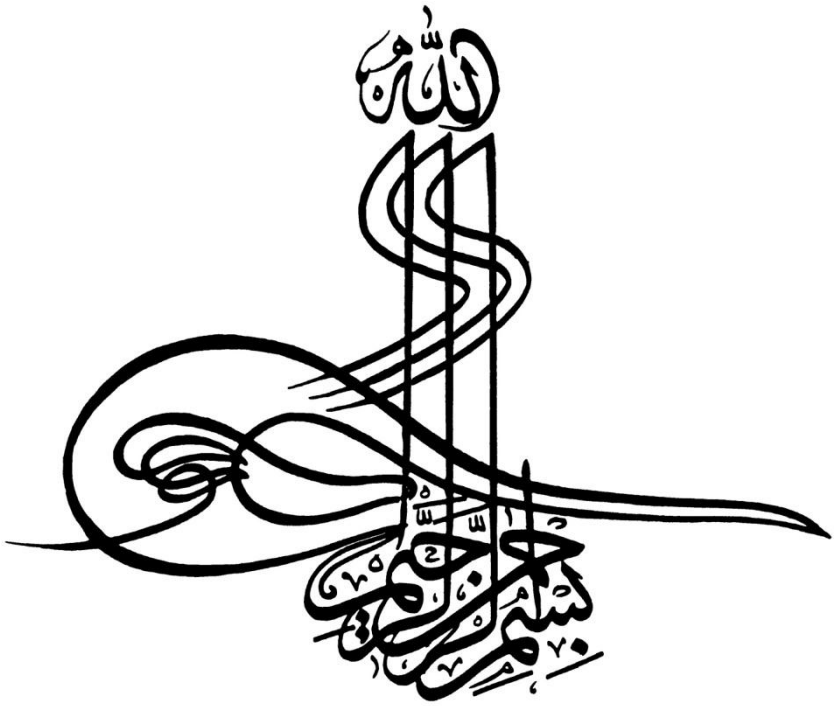
Assessing the effects of fiscal decentralization on regional inequality in Iran: A spatial panel data approach 252
Mohammad Reza Eskandariata, Nader Mehregan

Estimation of the volatility transmissions between the exchange rate and the stock market returns in terms of individual industries in Iran 278
Esmaiel Abounoori, Gholamreza Keshavarz Hadad, Iman Mirzaaghanasab

Dynamic effects of tariff reduction on the value added in Iran's main economic sectors 319
Mohammad Hasan Zare

Investigating the role of factors affecting the total factor productivity in Iran with an emphasis on human capital and renewable and non-renewable types of energy 344
Saeid Jafari, Marziyeh Esfandiari, Mosayeb Pahlavani

A study of the nonlinear effects of fiscal policies on economic activities during business cycles through the Smooth Transition Auto Regressive (ESTAR) approach 374
Seyed Ali Reza Alavi Bajgani, Kambiz Peykarjo, Kambiz Hojaber Kiani, Taghi Torabi


الله
بسم الله الرحمن الرحيم

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی

صاحب امتیاز

معاونت پژوهشی دانشگاه یزد

مدیر مسئول

دکتر زهرا نصراللهی

سردبیر

دکتر کاظم یاوری

ویراستار انگلیسی

دکتر احمدرضا اسلامی

ویراستار فارسی

مرضیه غفاری

صفحه‌آرایی

یوسف میسایی

روابط عمومی و ارتباطات: الهام اردکانی

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 بین المللی صادر گردیده 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 ۱۳۸۸/۳/۵ 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.comو مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به آدرس www.sid.irنمایه شده است.

نشانی: یزد، صفائیه، پردیسه اصلی دانشگاه، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دفتر نشریه

سیاست‌گذاری اقتصادی صندوق پستی: ۷۴۱-۸۹۱۹۵ تلفن: ۳۱۲۳۳۴۳۹-۰۳۵

دورنگار: ۳۱۲۳۳۴۳۹-۰۳۵

وب‌گاه: www.ep.yazd.ac.ir E-mail: epj@journals.yazd.ac.ir

هیأت تحریریه: دکتر مجید احمدیان (استاد دانشگاه تهران)، دکتر مصیب پهلوانی (استاد دانشگاه سیستان و بلوچستان)، دکتر امیرمحمد حاج یوسفی (دانشیار دانشگاه شهید بهشتی)، دکتر سید نظام‌الدین مکیان (دانشیار دانشگاه یزد)، دکتر میثم موسایی (استاد دانشگاه تهران)، دکتر کاظم یاوری (استاد دانشگاه یزد)، دکتر نادر مهرگان (استاد دانشگاه بوعلی سینا)، دکتر زهرا نصراللهی (دانشیار دانشگاه یزد).

اسامی داوران این شماره (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر محمدعلی ابوترابی (عضو هیأت علمی پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی)، دکتر حبیب انصاری سامانی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر فرشید پورشهابی (عضو هیأت علمی دانشگاه بجنورد)، دکتر مهدی حاج امینی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر ابراهیم حیدری (عضو هیأت علمی دانشگاه خلیج فارس)، دکتر مهدی ذوالفقاری (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر پرویز رستم زاده (عضو هیأت علمی دانشگاه شیراز)، دکتر محمدحسن زارع (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر رحمان سعادت (عضو هیأت علمی دانشگاه سمنان)، دکتر مصطفی شمس الدینی (عضو هیأت علمی دانشگاه هرمزگان)، دکتر میلاد شهرازی (عضو هیأت علمی دانشگاه گلستان)، دکتر مهدی عسگری (دانشگاه بوعلی سینا)، دکتر مرضیه غفاری گولک (دکتری اقتصاد)، دکتر هادی کشاورز (عضو هیأت علمی دانشگاه خلیج فارس)، دکتر احمد گوگردچیان (عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان)، دکتر رضا محسنی (عضو هیأت علمی دانشگاه شهید بهشتی)، دکتر داود محمودی نیا (عضو هیأت علمی دانشگاه ولیعصر رفسنجان (عج))، دکتر محسن مهرآرا (عضو هیأت علمی دانشگاه تهران)، دکتر حامد نجفی علمدارلو (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر زهرا نصراللهی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر کاظم یاوری (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد).

راهنمای نگارش مقالات

الف. اهداف نشریه

۱- گسترش و کاربردی نمودن دانش اقتصاد در حوزه‌های تخصصی

۲- امکان تبادل و تعامل آرا در مسایل تخصصی و کاربردی اقتصاد

۳- انتشار نتایج پژوهش‌های کاربردی و تخصصی اقتصادی

۴- معرفی مراکز پژوهشی تخصصی و کاربردی اقتصاد در سراسر جهان

ب. شرایط تدوین مقاله

۱- مقاله حداکثر ۲۰ صفحه همراه با فایل آن در محیط Word ارسال شود.

۲- مقاله دارای چکیده فارسی و انگلیسی، هرکدام حداکثر تا ۲۵۰ کلمه باشد. (شامل عنوان مقاله، نام و نام خانوادگی نویسنده، چکیده فارسی، واژگان کلیدی فارسی و معادل انگلیسی آن‌ها، طبقه‌بندی JEL)

۳- مقاله دارای نام و نام‌خانوادگی نویسنده، رشته تحصیلی، محل کار و پست الکترونیکی مؤلف (مؤلفین) باشد.

۴- معادل لاتین اسامی و توضیح اصطلاحات تخصصی یا نامفهوم در پاورقی هر صفحه ذکر شود.

۵- ارجاعات داخل متن بر اساس روشAPA تنظیم شود.

۶- مقاله قبلاً چاپ نشده یا همزمان برای چاپ به نشریات دیگر ارسال نشده باشد.

ج. نحوه تنظیم منابع و مآخذ

منابع و مآخذ فارسی

۱- **کتاب تألیفی:** نام خانوادگی نویسنده، نام نویسنده (تاریخ نشر). *نام کتاب*، محل انتشار، ناشر.

عزتی، مرتضی (۱۳۸۳). *روش تحقیق در علوم اجتماعی: کاربرد در زمینه مسایل اقتصادی*، تهران، نشر نور علم.

۲- **کتاب ترجمه شده:** نام خانوادگی مؤلف، نام مؤلف (تاریخ ترجمه). *نام کتاب به فارسی*. نام و نام خانوادگی مترجم؛ محل انتشار، ناشر.

هندرسون، جیمز.م. و کوانت، ریچارد. ا. (۱۳۸۱). *تئوری اقتصاد خرد (تقرب ریاضی)*. مرتضی قره‌باغیان و جمشید پژویان؛ تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

۳- **مقاله:** نام خانوادگی نویسنده، نام نویسنده (تاریخ نشر). "عنوان مقاله". نام مجله**سال چاپ** (شماره چاپ): صفحات مقاله.

ابریشمی،حمید. مهرآرا، محسن. و محسنی، رضا (۱۳۸۵). "تأثیرآزادسازیتجاریبررشدصادراتوواردات". پژوهشنامهبازرگانی ۱۰(۴۰): ۱۲۷-۹۵.

۴- **پایان نامه:** نام خانوادگی، نام (تاریخ دفاع). *عنوان پایان نامه*، مقطع، نام دانشکده، نام دانشگاه.

تشکینی، احمد (۱۳۸۲). *آیا تورم یک پدیده پولی است؟ (مورد ایران)*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

۵- **اینترنت:** آدرس سایت مورد استفاده به طور کامل www.irandoc.ac.ir

منابع و مآخذ لاتین

۱- **کتاب تألیفی:** نام خانوادگی نویسنده، نام نویسنده (تاریخ نشر). *نام کتاب*، محل انتشار، ناشر.

Haller, Sabine (1998). *Evaluation of Service Quality: Dynamic View of the Quality Judgment within the Training Further Range*, Germany, Gabler Publishing House Wiesbaden.

۲- **مقاله:** نام خانوادگی نویسنده، نام نویسنده (تاریخ نشر). "عنوان مقاله". نام مجله **سال چاپ** (شماره چاپ): صفحات مقاله.

Guthrie, Graeme (2006). "Regulating Infrastructure: The Impact on Risk and Investment". Journal of Economic Literature**44**(4): 925-72.

د. نحوه نگارش

- عنوان:B Zar 14- Bold
- نام و نام خانوادگی نویسنده:B Zar11- Bold
- سرفصل‌های مقاله:B Zar12- Bold
- کلیه متون به غیر از چکیده:B Zar 12 (متن چکیده: B Zar 11)

پاورقی

- فارسی:B Zar 9
- لاتین:Times New Roman 9

جداول، نمودارها و تصاویر

- عنوان:B Zar9- Bold
- منبع فارسی:B Zar 8
- منبع لاتین:Times New Roman 8
- سر فصل اصلی جداول:B zar 9-Bold
- سر فصل‌های فرعی جداول:B zar 8-Bold
- اعداد داخل جداول:B Zar 8

منابع و مآخذ

- منابع و مآخذ فارسی:B Zar 11
- منابع و مآخذ لاتین:Times New Roman 11

فهرست مقالات

عنوان **صفحه**

بررسی اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات بانکی ایران با استفاده از شاخص Z-score ۱
زهره اسدی، کاظم یاوری، حسن حیدری

تاثیر نابرابری درآمد بر استطاعت مالی خرید مسکن خانوارهای کم درآمد مناطق کلان‌شهری ایران ۳۳
علی‌اکبر قلی‌زاده، مهدی عسگری

مکانیزم انتقال غیر خطی سیاست پولی از کانال قیمت سهام در ایران: رویکرد (MS-VAR) ٦٥
علی مهدیلو، حسین اصغرپور

سنجش شاخص نااطمینانی بر مبنای جستجوی اینترنتی: مطالعه موردی بازار ارز ایران ۹۹
حمید ابریشمی، اکبر کمیجانی، مهدی نوری، محمد حسین معماریان

اثر شوک درآمدهای نفتی بر توان پذیری قیمت مسکن شهری در ایران ۱۳۳
سید وحید احمدی، ابراهیم عباسی، رضا محسنی

بررسی اثر صنعتی‌شدن و شهرنشینی بر کارایی انرژی در استان‌های ایران (رهیافت اقتصادسنجی فضایی) ١٦٧
یونس گلی، یوسف محنت‌فر

بررسی بی‌ثباتی مالی با مداخله‌گری سیستم بانکی: رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی ۱۸۹
افسانه قاسمی، بیت الله اکبری مقدم، حسین توکلیان

ارزیابی اثرات تمرکززدایی مالی بر نابرابری منطقه‌ای در ایران: رویکرد داده‌های ترکیبی فضایی ۲۲٥
محمد رضا اسکندری عطا، نادر مهرگان

برآورد انتقال تلاطم بین نرخ ارز و بازدهی بازار سهام به تفکیک صنایع در ایران ۲٥۳
اسمعیل ابونوری، غلامرضا کشاورز حداد، ایمان میرزا آقانسب

اثر پویای کاهش تعرفه‌ها بر ارزش افزوده بخش‌های اصلی اقتصاد ایران ۲۷۹
محمدحسن زارع

بررسی عوامل موثر بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید با تاکید بر سرمایه انسانی و انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدید ناپذیر ۳۲۱
سعید جعفری، مرضیه اسفندیاری، مصیب پهلوانی

بررسی اثرات غیر خطی سیاست مالی بر فعالیت اقتصادی در ادوار تجاری با رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (ESTAR) ۳٤٥
سید علی‌رضا علوی باجگانی، کامبیز پیکارجو، کامبیز هژبر کیانی، تقی ترابی

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

بررسی اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات بانکی ایران با استفاده از شاخص Z-score

زهره اسدی[۱]
کاظم یاوری[۲*]
حسن حیدری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۶/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۷/۳۰

چکیده

نظر به اهمیت بحث ورشکستگی و بحران‌های بانکی، هدف محوری پژوهش حاضر بررسی اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات بانکی ایران با استفاده از شاخص z-score بدون تورش می‌باشد. در این راستا اطلاعات مالی ۱۸ بانک کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ گردآوری شده است. به منظور دستیابی به اهداف پژوهش سه فرضیه اصلی تدوین و برای آزمون آن‌ها از رهیافت داده‌های ترکیبی پویا و به طور خاص روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دو مرحله‌ای (SYS-GMM) استفاده شده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که ریسک نقدینگی و اعتباری به طور معنی‌داری باعث کاهش ثبات بانکی شده‌اند اما اثر تعاملی دو ریسک مذکور بر ثبات بانکی به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. به علاوه، افزایش نسبت سرمایه بهبود ثبات بانکی را به همراه داشته است اما ناکارایی، بازدهی (بر اساس مفهوم مبادله ریسک-بازدهی)، نرخ رشد تسهیلات، تولید ناخالص سرانه (بر اساس فرضیه بی‌ثباتی مالی مینسکی) و تحریم‌ها منجر به افت ثبات مالی بانک‌ها شده‌اند.

واژگان کلیدی: ثبات بانکی، شاخص Z-score بدون تورش، ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری، گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (SYS-GMM).

Keywords: Bank Stability, Unbiased Z-score Index, Liquidity Risk, Credit Risk, System GMM.
JEL Classification: G01, G21, G32, G33.

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس a.zohreh@modares.ac.ir
۲. استاد دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول) kyavari@yazd.ac.ir
۳. استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس hassanheydari@modares.ac.ir

۱- مقدمه

امروزه اقتصاددانان معتقدند سیستم مالی با ثبات پیش‌نیاز رشد اقتصادی پایدار است و پیش‌نیاز ثبات سیستم مالی تعدیل و تنظیم نظام بانکی از طریق کاهش احتمال ورشکستگی بانکی و به عبارتی بهبود ثبات مالی نظام بانکی می‌باشد (تانکویوا و همکاران[1]، ۲۰۱۸: ۱۱۴). ثبات مالی در نظام بانکی یکی از ویژگی‌های اصلی برای اقتصادهای موفق جهان می‌باشد. نهادهای مالی به ویژه نظام بانکی نقش بی‌بدیل و محوری را در نظام اقتصادی ایفا می‌نمایند؛ از این نظر که عملکرد آن‌ها از یک طرف می‌تواند زمینه‌های رشد و توسعه اقتصادی و از طرف دیگر شرایط نابسامانی و سقوط یک نظام اقتصادی را فراهم آورد که مصداق آن اثرات مخرب و ناگوار بحران‌های بانکی ۲۰۱۰-۲۰۰۷ آمریکا و به طور کلی وقوع ۶۹ بحران بانکی در طول ۲۵ سال گذشته است. لذا وجود یک نظام بانکی کارآ و باثبات به منظور پیشگیری و یا کاهش احتمال وقوع بحران مالی و در نتیجه بحران اقتصادی ضرورتی انکار ناپذیر است. به علاوه، ثبات مالی بانکی از ابزارهای لازم و مؤثر برای پایداری و توسعه مالی و اقتصادی است چرا که تشدید رقابت‌پذیری، بهبود تعاملات بین‌المللی و افزایش توانایی اقتصاد یک کشور برای جذب سرمایه‌های داخلی و خارجی را به همراه دارد. بنابراین بروز اختلال در نظام بانکی به عنوان مهم‌ترین منبع تأمین مالی در کشور[2] می‌تواند اثرات مخربی بر بخش حقیقی اقتصاد گذاشته و تبعات اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی زیان‌باری به همراه داشته باشد. لذا هرگونه اقدام در جهت بهبود عملکرد نظام بانکی در امر تخصیص بهینه منابع مالی و تأمین منابع مورد نیاز بخش حقیقی اقتصاد به صورت شناسایی و هدایت وجوه بلا استفاده به سمت فرصت‌های مولد بالقوه می‌تواند مسیر را برای رشد و توسعه اقتصادی هموار نماید.

با توجه به وضعیت اقتصاد ایران و اشکال مختلف مخاطراتی که نظام بانکی در معرض آن است، به ویژه تحریم‌های غربی علیه ایران، تضمین ثبات مالی در مباحث بحران‌های بانکی تبدیل به یک موضوع چالش برانگیز شده است. از آن‌جا که عملکرد ضعیف نظام بانکی کشور در راستای ایفای

---

[1]. Tankoyeva (2018)

[2]. به گزارش روابط عمومی بانک مرکزی و بر اساس گزارش معاونت اقتصادی کشور، جایگاه نظام بانکی در تأمین مالی اقتصاد علی‌رغم تنگناهای اعتباری شبکه بانکی حدود ۸۰ درصد است (شورای پول و اعتبار، ۱۳۹۶).

وظایف خود مسأله چندان پوشیده‌ای نیست، قطعاً یکی از اولویت‌ها و محورهای کلیدی هر طرح اصلاح اقتصادی در کشور اصلاح عملکرد این نظام است. چرا که این نظام علاوه بر ریسک‌های بانکی موجود متوجه بحث تحریم بانکی کشورهای غربی نیز می‌باشد. در تایید این ادعا، صندوق بین‌المللی پول نیز در گزارشی[۱] به دنبال تزلزل و عدم ثبات نظام مالی ایران (درجریان تحریم‌ها و برجام) بیان داشته است دولت این کشور باید به طور اضطراری به دنبال بازسازی نظام مالی و تغییر ساختار بانک‌ها و موسسات مالی باشد.

با عنایت به ماهیت عملکرد نظام بانکی همواره عواملی وجود دارند که ثبات و پایداری آن را به خطر می‌اندازند. به ویژه عوامل و مسائل ناشی از نقص ساختاری بازار اعطای تسهیلات و نااطمینانی به مراتب اثرات مخرب‌تری را متوجه این نظام می‌کنند. از جمله این عوامل ریسک‌های مالی موجود به ویژه ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی در نظام بانکی است که بنا بر ماهیت فعالیت این نظام همواره با آن مواجه می‌باشند (ایمبیرویچ و راش[۲]، ۲۰۱۴). منشأ چنین ریسک‌هایی عدم تقارن اطلاعات[۳] و نااطمینانی[۴] از آینده است که قطعا با هیچ‌گونه مدیریتی نمی‌توان ریسک‌های مذکور را از بین برد بلکه می‌توان آن را در جهت کاهش هزینه‌های وارده تا حد قابل قبولی شناسایی و مدیریت کرد.

با توجه به مسائل مذکور هدف محوری مطالعه حاضر ارزیابی و تحلیل اثر رایج‌ترین ریسک‌های مالی یعنی ریسک‌های اعتباری و نقدینگی بر ثبات بانکی کشور با به کارگیری شاخص Z-score بدون تورش می‌باشد. به این منظور سه فرضیه به شرح زیر تدوین شده است:

۱. ریسک اعتباری اثر منفی معنی‌دار بر ثبات مالی بانکی دارد.

۲. ریسک نقدینگی اثر منفی معنی‌دار بر ثبات مالی بانکی دارد.

۳. اثر تعاملی ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی بر ثبات مالی بانکی، منفی و معنی‌دار است.

در ادامه ساختار مقاله حاضر به صورت زیر است:

---

[۱]. به تاریخ ۱۸ دسامبر ۲۰۱۷

[2]. Imbierowicz & Rauch (2014)

[3]. Asymmetry of Information

[4]. Uncertainity

در بخش دوم در رابطه با پایداری مالی، ریسک‌های مالی و مطالعات داخلی و خارجی انجام شده در این زمینه بحث می‌شود. بخش سوم شامل روش تحقیق و مدل مورد استفاده می‌باشد. در بخش چهارم به بررسی و تحلیل نتایج حاصل از برآورد مدل پرداخته شده است. خلاصه، نتیجه‌گیری و پیشنهادها نیز موضوع بخش پنجم می‌باشد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- ثبات مالی و اهمیت آن

یکی از نقش‌های مهم بانک‌های مرکزی تضمین ثبات نظام مالی است (یوگس[1]، ۲۰۱۴). با توجه به پررنگ‌تر شدن مباحث ثبات و پایداری مالی خصوصا بعد از بحران‌های مالی اخیر تعریف واحدی برای آن وجود ندارد. بر اساس دیدگاه علاود و آل صادق[2] (۲۰۰۸) در تعریف ثبات و پایداری مالی دو گرایش عمده وجود دارد: گرایشی که به دنبال تعریف ناپایداری مالی است و گرایشی که به دنبال تعریف پایداری مالی است. به نظر علاود و آل صادق (۲۰۰۸) یک نظام مالی زمانی باثبات است که قابلیت تسهیل عملکرد اقتصاد و رفع عدم تعادل‌های مالی درون‌زا و یا پیش‌بینی نشده را داشته باشد. در گرایش مقابل، به نظر میشکین[3] (۲۰۱۰) ناپایداری مالی زمانی به وجود می‌آید که شوک‌های وارده به نظام مالی از طریق مداخله در جریان اطلاعات باعث ناتوانی نظام مالی در انجام وظیفه اصلی خود یعنی تخصیص بهینه وجوه شود. وی معتقد است تقویت ثبات نظام مالی مانع از بروز بحران‌های مالی شده و باید یکی از اهداف سیاست مالی باشد؛ چرا که بحران‌های مالی مانع از توانایی بازارهای مالی در هدایت بهینه جریان وجوه به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد شده و افت شدید فعالیت‌های اقتصادی را به دنبال دارد. همچنین معتقد است وجود یک نظام سالم و کارای بانکی برای کشورها یک پیش‌نیاز عمده و عامل اصلی رشد پایدار اقتصادی به شمار می‌رود؛ چرا که باعث ایجاد ارزش افزوده در بخش‌های مختلف اقتصادی، تسهیل مراودات بین‌المللی و جذب سرمایه‌گذاری خارجی می‌شود. به طور کلی وجود

1. Ugeux (2014)
2. Alawode & Al Sadek (2008)
3. Mishkin (2010)

یک نظام بانکی با ثبات که حاصل برخورداری از شاخص‌های مالی مناسب از قبیل نسبت کفایت سرمایه مناسب، سودآوری با نوسانات پایین و در نتیجه مدیریت انواع ریسک مالی می‌باشد بستر مناسبی برای تحقق اهداف اقتصاد کلان و سیاست‌های مالی خواهد بود.

۲-۲- ریسک اعتباری و مدیریت آن

ریسک اعتباری احتمال زیان ناشی از اعطای اعتبارات در نتیجه عدم تحقق تعهدات قرارداد در اثر عدم تمایل طرف مقابل قرارداد به انجام آن یا عدم توانایی برای بازپرداخت یا به هر دلیل دیگری است (جوزف[1]، ۲۰۱۳: ۱۲). این ریسک به نوعی حامل مفهوم مخاره اخلاقی[2] بعد از انعقاد قرارداد می‌باشد. ریسک اعتباری از آن جهت حائز اهمیت است که بانک‌ها با استفاده از اقلام بدهی در ترازنامه خود شامل بدهی به سهام‌داران، بانک مرکزی، سایر بانک‌ها و سپرده‌های افراد به اعطای اعتبار و تسهیلات می‌پردازند و اگر این اعتباردهی منجر به بلوکه شدن دارایی‌های بانکی یا به عبارتی افزایش تسهیلات غیر جاری شود توانایی بانک در کسب درآمد و نیز تأدیه بدهی‌هایش تضعیف می‌شود. از این جهت مدیریت مناسب ریسک اعتباری متضمن وجود یک نظام سالم با پایین بودن احتمال ورشکستگی، ناتوانی و درماندگی[3] مالی خواهد بود.

به منظور مدیریت ریسک اعتباری جوزف (۲۰۱۳: ۱۳) و ون گرونینگ و اقبال[4] (۲۰۰۸) معتقدند کاهش ریسک تمرکز و به نوعی عدم اعطای اعتبار بیش از حد به یک گروه یا بخش خاص اقتصادی و یا یک منطقه جغرافیایی یکی از سیاست‌های محدود کردن ریسک اعتباری می‌باشد. به علاوه، اعتباردهی بایستی به سمت اهداف مفید و مولد بوده و متناسب با وضعیت مالی و صلاحیت قرض‌گیرنده و بررسی‌های کارشناسانه به همراه ضمانت‌های معتبر و سهل الوصول و نظارت مداوم بر بخش به کارگیری اعتبار باشد. از دیگر سیاست‌های محدود کردن چنین ریسکی طبقه‌بندی دارایی‌هاست که به صورت ارزیابی و سنجش دوره‌ای دارایی‌های قابل وصول واسطه‌های مالی به لحاظ رتبه اعتباری و احتمال ایفای تعهدات می‌باشد که نتیجه آن تعیین سطح ذخایر زیان‌های احتمالی تسهیلات است. بر اساس استانداردهای جهانی طبقه‌بندی دارایی‌ها به همراه ذخایر

1. Joseph (2013)
2. Moral Hazard
3. Insolvency
4. Van Greuning & Iqbal (2008)

اختصاصی به صورت دارایی‌های استاندارد (۱تا ۲ درصد)، دارایی‌های همراه با تذکر (۵ تا ۱۰ درصد)، دارایی‌های غیر استاندارد (۱۰ تا ۳۰ درصد)، دارایی‌های مشکوک الوصول (۵۰ تا ۷۵ درصد) و دارایی‌های سوخت شده (۱۰۰ درصد) می‌باشد که چنین طبقه‌بندی و تعیین ذخیره احتیاطی به منظور مقابله با زیان‌های بالقوه جزئیات بیشتر و بهتری در خصوص روند مدیریت پورتفوی اعتباری بانک‌ها در اختیار کارشناسان این حوزه قرار داده و به عنوان ابزاری کلیدی برای مدیریت ریسک اعتباری است.

۳-۲- ریسک نقدینگی و مدیریت آن

با توجه به ادبیات موجود منشأ اصلی ریسک نقدینگی عدم تطبیق سررسید سپرده‌ها (بدهی‌های کوتاه‌مدت) و تسهیلات پرداختی (دارایی‌های بلندمدت) یا سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت می‌باشد. به عبارتی ریسک نقدینگی عدم توانایی در مواجه شدن با تعهدات قابل پرداخت و یا انجام تعهدات با تحمیل هزینه‌های گزاف بر بانک است. مدیریت ریسک نقدینگی این اطمینان را برای بانک به وجود می‌آورد که بتواند بدهی‌های خود را از طریق جریان وجوه نقد بدون نیاز به بازار بین بانکی و تأمین مالی در نرخ‌های بالا یا فروش دارایی‌ها در قیمتی غیر معقول بپردازد.

بر اساس مطالعه هانگ و همکاران[1] (۲۰۱۴) ریسک نقدینگی سیستماتیک تأثیر معنی‌داری بر تجربه ورشکستگی بانک‌ها در سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۹ بعد از بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ داشته است. پیش‌بینی‌های نظری آکاریا و نقوی[2] (۲۰۱۲) و واگنر[3] (۲۰۰۷) در رابطه با اثرات کوتاه‌مدت نقدینگی بر ریسک‌پذیری و ثبات بانک‌ها نشان می‌دهد سطوح بالای دارایی‌های نقدشونده و نیز هزینه‌های بالا می‌تواند به طور بالقوه منجر به ریسک فزاینده بانکی شود. آن‌ها معتقدند بانک‌هایی که به واسطه سطوح بالای سپرده با ریسک نقدینگی پایینی مواجه هستند به سمت ریسک‌پذیری بیشتر با کاهش استانداردهای وام‌دهی یعنی افزایش حجم اعطای تسهیلات با کاهش نامعقول نرخ بهره به منظور کسب سود تمایل پیدا می‌کنند. کینگ[4] (۲۰۱۳) نیز استدلال می‌کند برای حفظ منابع

1. Hong (2014)
2. Acharya & Naqvi (2012)
3. Wagner (2007)
4. King (2013)

مالی بلندمدت و پایدار بانک‌ها هزینه‌های بهره‌ای بیشتری را برای دریافت یا تجهیز منابع بلندمدت می‌پردازند که این امر منجر به کاهش سودآوری شده و ریسک بانکی را افزایش می‌دهد.

در رابطه با مدیریت ریسک نقدینگی، ون گرونینگ و براتانوویک[1] (۲۰۰۳: ۲۱۸-۲۱۹) معتقدند پیش‌بینی رویدادهای احتمالی در آینده بخش مهم برنامه‌ریزی نقدینگی و مدیریت ریسک نقدینگی است. تحلیل خالص وجوه مورد نیاز مستلزم تدوین جدول پلکانی زمانی برای سررسیدها و محاسبه جمع خالص اضافه یا کسری منابع در تاریخ‌های تعیین شده است. بانک‌ها برای جریان ورودی و خروجی وجوه نقد باید به جای توجه به دوره‌های تعیین شده (سررسید) طبق قرارداد جریان‌های نقدی مورد انتظار را به طور منظم برآورد نمایند. تنوع بدهی‌ها و منابع تأمین مالی نیز نشان‌دهنده مدیریت نقدینگی کارا می‌باشد به گونه‌ای که با مقایسه و بررسی همبستگی بازدهی دارایی‌های جدید و انتخاب معاملات و پروژه‌های مالی دارای همبستگی معکوس و در نتیجه محدودیت ریسک تمرکز ریسک کلی پورتفوی بانک کاهش یابد. شایان ذکر است که بر اساس ادبیات مرتبط با مدیریت ریسک نقدینگی نگهداری وجه نقد یا دارایی‌های نقدشونده بدون بازده به گونه‌ای نباشد که صرف اطمینان از وجود نقدینگی کافی و عدم تهدید ریسک نقدینگی، بازدهی و سودآوری بانک را کاهش داده و بانک را آسیب‌پذیر نماید. در واقع چنین استنباط می‌شود که مدیریت ریسک نقدینگی صرفا به معنای اجتناب از نکول نیست بلکه بیشتر بر مدیریت نقدینگی حتی‌الامکان به صورت کارا یعنی دستیابی به هدف (تامین به موقع نقدینگی) با کمترین هزینه متمرکز است.

توضیح تکمیلی آن‌که در کشورهایی با نظام غیر آزاد که نظام بانکی توسط دولت و بانک مرکزی حمایت می‌شود مسئله هجوم بانکی به معنای آن‌چه که در رابطه با وقوع ریسک نقدینگی در ادبیات ذکر شده موضوعیت ندارد اما به هر حال با وجود ریسک نقدینگی یا به عبارتی نااطمینانی از پوشش تقاضای وجه نقد در آینده بانک‌ها ناگزیر به نگه‌داری دارایی‌های بدون بازده با نقدشوندگی بالا می‌شوند و این خود عاملی است که می‌تواند بانک‌ها را از کسب بازدهی و درآمد سایر سرمایه‌گذاری‌ها باز دارد.

---

[1]. Van Greuning & Brotanovic (2003)

۴-۲- ارتباط ریسک‌های اعتباری، نقدینگی و ثبات بانکی

بانک‌ها با توجه به ماهیت فعالیتی که انجام می‌دهند با ریسک‌های مختلفی مواجه هستند. این ریسک‌ها شامل ریسک احتمال خارج‌کردن سپرده‌ها به صورت ناگهانی توسط سپرده‌گذاران (ریسک نقدینگی)، عدم بازپرداخت وام توسط تسهیلات گیرندگان (ریسک اعتباری)، تغییر نرخ بهره (ریسک نرخ بهره) و خرابی تشکیلات کامپیوتری و ساختمان‌ها (ریسک عملیاتی) می‌باشد[1]. در این میان محاسبه ریسک عملیاتی دشوار است و ریسک نرخ بهره نیز خارج از نظارت مستقیم بانک است. لذا ریسک اعتباری و نقدینگی به دلیل این‌که به طور مستقیم با فعالیت‌های بانکی ارتباط دارند از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند. همچنین بر اساس گزارش‌های رسمی شرکت بیمه سپرده فدرال[2] و اداره حسابرسی ارزی ایالات متحده آمریکا[3] دلیل اصلی ورشکستگی بانک‌های تجاری طی بحران‌های اخیر تا حدی متأثر از وقوع همزمان ریسک‌های اعتباری و نقدینگی است (ایمبیرویچ و راش[4]، ۲۰۱۴).

کمبود نقدینگی می‌تواند منجر به آسیب و ایجاد خلل در پرتفوی دارایی- بدهی شده و درماندگی مالی یا نکول بانک را به همراه داشته باشد. این مشکل از آن‌جا نشأت می‌گیرد که دارایی‌های غیر نقد (وام و تسهیلات) از طریق بدهی‌های کوتاه‌مدت (سپرده‌ها) تأمین می‌شوند و کمبود نقدینگی بانک‌ها را به سمت ورشکستگی سوق می‌دهد (راجی و حصاری[5]، ۲۰۱۳). به همین جهت برانرمیر و همکاران[6] (۲۰۰۹) اظهار می‌کنند افزایش الزامات سرمایه‌ای بانک‌ها را قادر به مدیریت همزمان ریسک نقدینگی و ورشکستگی می‌کند.

آکاریا و مورا[7] (۲۰۱۵) نیز شواهدی ارائه می‌دهند که بانک‌های ورشکسته در طول بحران مالی قبل از وقوع بحران نسبت به بانک‌های سالم با کمبود نقدینگی شدیدی مواجه بودند. آن‌ها استدلال می‌کنند در این شرایط بانک‌های ورشکسته یا نزدیک به ورشکستگی به منظور تلاش برای جذب سپرده‌ها نرخ بهره سپرده بالاتر پیشنهاد می‌دهند. به طور غیر مستقیم نتیجه این امر وقوع

---

1. Cecchetti & Schoenholtz (2014)
2. Federal Deposit Insurance Corporation (FDIC)
3. Office of the Comptroller of the Currency (OCC)
4. Imbierowicz & Rauch (2014)
5. Rajhi & Hassairi (2013)
6. Brunnermeier (2009)
7. Acharya & Mora (2015)

همزمان ریسک نقدینگی و اعتباری (به دلیل افزایش نرخ بهره) می‌باشد که می‌تواند منجر به نکول بانک‌ها شود.

بالاکریشنن[1] (۲۰۱۱: ۴۴) معتقد است رشد با شتاب ریسک‌ها، نااطمینانی و کمبود نقدینگی آسیب جدی به سلامت نظام مالی وارد می‌کند. در این شرایط نظام مالی تحت فشار بوده و توانایی‌اش در امر واسطه‌گری آسیب می‌بیند. به‌علاوه، دلیس و همکاران[2] (۲۰۱۴) نیز معتقدند ناپایداری مالی بانکی متناسب با احتمال عدم بازپرداخت تمام یا بخشی از تعهدات اعتباری به بانک است. این ناپایداری زمانی محقق می‌شود که زیان‌های مالی (مورد انتظار و غیر منتظره) با استفاده از ذخیره احتیاطی یا سرمایه پوشش داده نشود و ارزش دارایی‌ها برای انجام تعهدات بدهی کافی نباشند. به این منظور بایستی در ارزیابی ریسک عدم ایفای تعهدات و ورشکستگی هر دو عامل نوسانات و تغییرپذیری درآمد و پشتوانه‌ها در نظر گرفته شود.

بررسی ادبیات موجود نشان می‌دهد آن‌چه که ابتدا به عنوان یک آسیب متوجه نظام بانکی می‌شود عدم مدیریت کارشناسانه مصارف اعتبار و نیز عدم بررسی دقیق اعتبار و صلاحیت افراد و بنگاه‌های متقاضی تسهیلات و بخش‌های به‌کارگیری اعتبار است که نتیجه آن افزایش ریسک اعتباری و به نوعی تضعیف کیفیت دارایی‌های بانک‌ها است. حجم بالای تسهیلات غیر جاری بیانگر دارایی‌هایی است که بایستی به چرخه فعالیت نظام بانکی به عنوان هدایت‌گر منابع و سپرده‌های افراد به سمت فعالیت‌های تولیدی، اشتغال و سرمایه‌گذاری باز می‌گشت اما از این فرآیند خارج شده و چه بسا در بخش‌های نامولد (فعالیت‌های سوداگرانه) به کار گرفته شده باشد. این امر مانع از گردش صحیح نقدینگی در نظام بانکی کشور می‌شود چرا که بانک‌ها از محل سپرده‌های افراد اقدام به اعتباردهی می‌کنند و از طرفی ملزم به پرداخت سود تضمین شده به سپرده‌گذاران می‌باشند. در این شرایط عدم کسب سود مورد انتظار از اعتبارات اعطایی و به ویژه عدم بازپرداخت اصل اعتبارات به همراه الزام به پرداخت سود به سپرده‌گذاران سودآوری بانک را کاهش داده و چنین زیانی می‌تواند از محل سرمایه بانک و یا دریافت اعتبار از بازار بین بانکی و یا بانک مرکزی جبران شود که آن هم با هزینه همراه است. این فرآیند به خودی خود علاوه بر کاهش نقدینگی بانک و به تبع آن افزایش ریسک نقدینگی منجر به کاهش توان مالی بانک برای

[1]. Balakrishnan (2011)
[2]. Delis (2014)

اعطای تسهیلات مجدد و تخصیص منابع به بخش‌های مختلف اقتصادی و شرکت در سایر سرمایه‌گذاری‌ها می‌شود. برآیند این شرایط می‌تواند با تضعیف فاکتورهای اصلی پایداری و ثبات مالی یعنی کاهش بازدهی به همراه افزایش نوسانات بازدهی و نیز کاهش سرمایه به منظور جبران زیان‌ها منجر به ناپایداری و بی‌ثباتی مالی نظام بانکی شود.

۵-۲- پیشینه تحقیق

بررسی‌های انجام شده توسط نویسندگان مطالعه حاضر نشان داده است که اگر چه مطالعات داخلی و خارجی تقریبا زیادی در رابطه با عوامل اثرگذار بر ثبات و پایداری بانکی با استفاده از شاخص Z-score مرسوم (برخلاف شاخص مورد مطالعه این پژوهش یعنی شاخص Z-score بدون تورش ارائه شده توسط ماری و همکاران[1] (۲۰۱۷)) صورت گرفته است اما تقریبا هیچ مطالعه‌ای در رابطه با نحوه اثرگذاری ریسک‌های اعتباری و نقدینگی به همراه اثر تعاملی این دو ریسک با لحاظ تحریم‌ها بر ثبات مالی بانکی با استفاده از روش سنجی مورد نظر (روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[2] دو مرحله‌ای) و تحلیل‌های ارائه شده (به ویژه در رابطه با ریسک نقدینگی) بررسی نشده است که در ادامه به برخی از این مطالعات در جدول (۱) اشاره می‌شود:

جدول ۱: خلاصه مطالعات انجام شده

ردیف	نویسنده (گان)	نمونه آماری، بازه زمانی و روش تخمین مطالعه	متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی و اثرگذاری آن‌ها بر متغیر وابسته
۱	طالبی و سلگی (۱۳۹۶)	۲۱ بانک ایران ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ 3SLS	شاخص z-score	نسبت سرمایه (-) و تنوع درآمدی، بازدهی (+)، اثر تعاملی فشار بازار و فشار قانونی (*)
۲	میرباقری هیر و همکاران (۱۳۹۵)	۱۶ بانک ایران ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ داده‌های ترکیبی (اثرات ثابت)	شاخص z-score	شاخص تنوع درآمدی و رشد تولید ناخالص داخلی (+)، نسبت بدهی به دارایی (-) نسبت هزینه به درآمد (*)، نرخ تورم و نرخ ارز (-)
۳	خوش طینت و همکاران (۱۳۹۴)	۱۰ بانک ایرانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱	شاخص z-score	معیار تخصص‌گرایی (-) و ثبات سیاست‌های میان‌مدت بانک در اعطای تسهیلات (+)، ریسک اعتباری، ریسک نقدینگی، نسبت

[1]. Mare (2017)
[2]. SYS-GMM

		داده‌های ترکیبی نامتوازن و روش GLS		هزینه عملیاتی (-) و کارایی مدیریت (نسبت دارایی درآمدزا) (+)، ریسک نرخ بهره، نسبت سرمایه، اندازه بانک و نسبت درآمد غیر بهره‌ای (*) و رشد GDP، تورم (*)
۴	دارستانی (۱۳۹۳)	۲۵ بانک ایرانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ GMM تفاضلی	شاخص z-score	نسبت سرمایه، نسبت سپرده به کل دارایی، اندازه بانک و بازدهی سرمایه (+)، مطالبات معوق و نسبت وام به دارایی (-) و نرخ تورم (-)
۵	خشنودی و همکاران (۱۳۹۱)	۱۴ بانک ایرانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ GLS	شاخص z-score	نسبت بدهی به دارایی و هزینه به درآمد (-) و تنوع درآمدی (+)، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (*)، نرخ ارز (*) و نرخ تورم (-)
۶	اسکندری (۱۳۹۱)	۱۷ بانک ایرانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ GMM تفاضلی	شاخص z-score	تمرکز بانکی، نسبت سرمایه، نسبت نقدینگی، بازدهی دارایی (+)، نسبت وام، نسبت هزینه و نسبت سپرده (-)، تورم (-) و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (+)
۷	آبل و همکاران[1] (۲۰۱۸)	۲۰ مؤسسه مالی کشور زیمبابوه ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۶ GMM تفاضلی	شاخص z-score	متغیر دامی مالکیت خارجی بانک (*)، اندازه بانک (-)، شاخص رقابت لرنر، لگاریتم کل وام‌ها (+)
۸	قنیمی و همکاران[2] (۲۰۱۷)	۴۹ بانک از ۸ کشور منطقه منا ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۳ GMM تفاضلی	شاخص z-score	ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی (-)، اثر تعاملی ریسک نقدینگی و اعتباری (-)، بازدهی دارایی، کفایت سرمایه، تنوع درآمدی و اندازه بانک (+)، نرخ رشد وام (-)، نرخ تورم (+) و رشد GDP (-)، متغیر دامی بحران جهانی (-)
۹	تراد و همکاران[3] (۲۰۱۷)	۷۵ بانک اسلامی در ۱۲ کشور منتخب ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ SYS-GMM	شاخص z-score	اندازه بانک (*)، نسبت سرمایه و نسبت نقدینگی (+) و کیفیت دارایی (-)، تولید ناخالص داخلی حقیقی و نرخ ارز (+) و نرخ تورم (-)
۱۰	ابراهیم و ریزوی[4] (۲۰۱۷)	۴۵ بانک اسلامی از ۱۳ کشور ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ SYS-GMM	شاخص z-score	نسبت کل وام به دارایی، بازدهی متوسط دارایی و نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی (*)، محدودیت فعالیت و شدت سرمایه (-)، نظارت خصوصی و قدرت نظارتی (+)، نرخ رشد واقعی GDP (+) و نرخ تورم (-)
۱۱	شافیک[5] (۲۰۱۴)	۱۲۷ بانک از کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس[6] ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲	شاخص z-score	دو شاخص نقدینگی به صورت نسبت دارایی‌های نقد به کل دارایی و سپرده (+) و تنوع درآمدی (+)، متغیر دامی بحران مالی جهانی (*)، شاخص تمرکز هیرشمن-هرفیندال (-)، انحراف معیار ماهانه قیمت نفت در طول یک سال (*)، نرخ تورم و لگاریتم GDP (*)

1. Abel (2018)
2. Ghenimi (2017)
3. Trad (2017)
4. Ibrahim & Rizvi (2017)
5. Shafik (2014)

۶. Gulf Corporation Countries: بحرین، کویت، عمان، قطر، عربستان سعودی و امارات متحده عربی

		GMM تفاضلی		
۱۲	اسریری[1] (۲۰۱۳)	۱۷۵ بانک از ۱۲ کشور منطقه منا ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۹ 2SLS	شاخص z-score	اندازه بانک، تمرکز و تنوع درآمدی (+)، نسبت ناکارایی هزینه به درآمد، بازدهی (–)، تولید ناخالص سرانه (+) و تورم (*)
۱۳	ماجی و همکاران[2] (۲۰۱۱)	۵۶ بانک کشور هند تواتر ماهانه ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ OLS	شاخص z-score	ریسک اعتباری به صورت نسبت مطالبات غیر جاری به خالص وام‌ها در بانک‌های دولتی (–) و در بانک‌های خصوصی (+)، اندازه بانک و نسبت سرمایه (+)، کارایی به صورت سهم بانک از درآمدهای بهره‌ای به کل دارایی‌ها (درصد) در بانک‌های دولتی و خصوصی (+) و در بانک‌های خارجی (–)
۱۴	چیهاک و هسه[3] (۲۰۱۰)	۲۰ نظام بانکی (شامل ۷۷ بانک اسلامی و ۳۹۷ بانک تجاری) ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۴ OLS	شاخص z-score	نسبت تسهیلات، هزینه‌ها و شاخص تمرکز هیرشمن- هرفیندال (–)، تنوع درآمدی، نسبت دارایی‌های نقدشونده به سپرده (+)، متغیر حکمرانی به صورت میانگین ۶ معیار حکمرانی خوب (+)، نرخ ارز (–) و نرخ تورم و رشد GDP (*)
۱۵	دلتوویت[4] (۲۰۱۰)	۴۷ بانک بحران زده در ۳۷ کشور ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۷ رگرسیون چند متغیره	شاخص z-score	شاخص تمرکز، نسبت سپرده‌های سیستم مالی به GDP و نسبت اعتبارات بانکی به سپرده‌ها (+)، نسبت هزینه به درآمد و بازدهی (–)، نرخ تورم (–) و درآمد ناخالص ملی سرانه (+)
۱۶	ایویکیک و همکاران[5] (۲۰۰۸)	۷ کشور اروپای شرقی و مرکزی[6] ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۶ داده‌های ترکیبی (تلفیقی)	شاخص z-score	ریسک اعتباری به صورت نرخ رشد سالانه وام و نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به خالص درآمدهای بهره‌ای (–)، شاخص تمرکز (–) و اندازه بانک (+) و تورم (–)
۱۷	سیتروه و رامبل[7] ۲۰۰۶	بانک‌ها و شرکت‌های مالی چند تابعیتی ایالات متحده آمریکا ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۲ داده‌های ترکیبی با اثرات ثابت	شاخص z-score	شاخص تنوع درآمدی، نسبت سرمایه و نرخ رشد دارایی (+)، نسبت درآمد غیر بهره‌ای، نسبت وام به دارایی و توان دوم نرخ رشد دارایی (–) و اندازه بانک (*)

علامت(+)، (–) و (*) به ترتیب بیان‌گر اثرگذاری مثبت معنی‌دار، اثرگذاری منفی معنی‌دار و اثر بی‌معنی به لحاظ آماری می‌باشد.

1. Srairi (2013)
2. Maji (2011)
3. Čihák & Hesse (2010)
4. Deltovaite (2010)
5. Ivicic (2008)
6. Central and Eastern Europe (CEE)
7. Sitroh & Rumble (2006)

۳- روش انجام تحقیق

روش گردآوری اطلاعات به صورت کتابخانه‌ای است. به منظور جمع‌آوری ادبیات پژوهش از روش کتابخانه‌ای (اسنادی) استفاده شده است. همچنین به منظور گردآوری اطلاعات مالی پژوهش از داده‌های ترازنامه و سود و زیان بانک‌ها در قالب گزارش عملکرد بانک‌های کشور (با مراجعه حضوری به بانک مرکزی)، سایت بانک مرکزی، سایت کدال، سایت بانک‌ها و سایت داده‌های اقتصادی و مالی استفاده شده است. با توجه به در دسترس بودن اطلاعات مالی بانک‌ها طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۵ جامعه آماری پژوهش حاضر شامل ۱۸ بانک ایرانی (۱۱ بانک خصوصی و ۷ بانک دولتی) می‌باشد که عبارتند از: سپه، ملی، پست بانک (بانک‌های دولتی)، توسعه صادرات، صنعت و معدن، مسکن، کشاورزی (بانک‌های دولتی تخصصی و توسعه‌ای)، اقتصاد نوین، پاسارگارد، تجارت، سینا، صادرات، کارآفرین، سامان، پارسیان، ملت، رفاه و سرمایه (بانک‌های خصوصی).

در این پژوهش به منظور بررسی اثرات ریسک‌های اعتباری و نقدینگی بر ثبات بانکی ایران از رویکرد داده‌های ترکیبی پویا و به طور خاص روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[۱] (SYS-GMM) ارائه شده توسط آرلانو و باور[۲] (۱۹۹۵) و بلاندل و باند[۳] (۱۹۹۸) استفاده شده است. روش گشتاورهای تعمیم یافته[۴] (GMM) یکی از روش‌های برآورد در رهیافت داده‌های ترکیبی است که در آن اثرات تعدیل پویای متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود. روش GMM شرایطی را برای برآورد پارامترهای الگو فراهم می‌سازد که در آن جمله اخلال یک دوره بعد با ارزش‌های جاری متغیرهای توضیحی همبستگی نداشته باشد. به علاوه، این روش مسئله درون‌زایی را با استفاده از شرایط گشتاوری و به کارگیری متغیرهای ابزاری رفع می‌کند. این رویکرد ابتدا توسط آرلانو و باند[۵] (۱۹۹۱) به صورت GMM تفاضلی[۶] ارائه شده و طی دو دهه گذشته استفاده از آن در برآورد ضرایب الگوهای خودرگرسیونی مربوط به داده‌های ترکیبی گسترش یافته است

1. System GMM
2. Arellano & Bover (1995)
3. Blundell & Bond (1998)
4. Generalized Model of Moments
5. Arellano & Bond (1991)
6. Differenced GMM (DGMM)

ولی با این حال عدم استحکام و پایداری[1] برآوردهای حاصل از روش مذکور موجب تضعیف آن شده است. به همین دلیل آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بلاندل و باند (۱۹۹۸) لحاظ تغییراتی در شرایط گشتاوری روش تفاضلی مرتبه اول گشتاورهای تعمیم‌یافته را ضروری می‌دانستند. آن‌ها نشان دادند وقفه متغیرها در سطح ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند و موجب تورش‌دار شدن ضرایب در نمونه‌های محدود می‌شود. لذا به منظور رفع این مشکل روش GMM سیستمی (SYS-GMM) را پیشنهاد دادند. در روش اولیه آرلانو و باند (۱۹۹۱) تفاضل مرتبه اول متغیرهای از پیش تعیین شده و درون‌زا متغیرهای ابزاری هستند که با وقفه‌ای از سطوح خودشان در مدل لحاظ می‌شوند اما در برآوردگرهای GMM سیستمی به منظور افزایش کارایی تخمین مدل‌های پویا یک سیستم دو معادله‌ای همزمان به کار گرفته می‌شود. به این صورت که یکی از آن دو، معادله در سطح متغیرها است که در آن وقفه تفاضل مرتبه اول متغیرها به عنوان ابزار هستند و دیگری معادله تفاضل مرتبه اول است که در آن وقفه سطح متغیرها به عنوان ابزار در نظر گرفته می‌شود. به این دلیل چنین رویکردی کارایی تخمین را با افزایش شرایط گشتاوری افزایش می‌دهد.

مدل مورد استفاده در این پژوهش برگرفته از مطالعات قنیمی و همکاران[2] (۲۰۱۷) به صورت زیر می‌باشد:

$$Zscore_{it} = \beta_0 + \beta_1 Zscore_{it-1} + \beta_2 CR_{it} + \beta_3 LR_{it} + \beta_4 CR_{it} * LR_{it} + \beta_5 Size_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 CAR_{it} + \beta_8 LG_{it} + \beta_9 InEffi_{it} + \beta_{10} ID_{it} + \beta_{11} Inf_{it} + \beta_{12} GDP_{it} + \beta_{13} sanc_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که در آن: CR ریسک اعتباری (تسهیلات غیر جاری[3] به کل تسهیلات)، LR ریسک نقدینگی (نسبت دارایی‌های نقدشونده[4] به کل دارایی بانک)، CR * LR اثر تعاملی یا وقوع همزمان ریسک اعتباری و نقدینگی، size اندازه بانک (لگاریتم طبیعی کل دارایی بانک)، ROA بازدهی (نسبت

1. Robustness
2. Ghenimi (2017)

۳. تسهیلات غیر جاری شامل مطالبات سررسید گذشته، معوق و مشکوک الوصول می‌باشد.

۴. دارایی‌های نقد شونده بر اساس ترازنامه بانک از مجموع دارایی‌های نقد، مطالبات از بانک مرکزی، مطالبات از بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، اوراق مشارکت و سایر اوراق مشابه و اقلام در راه بدست می‌آید.

سود خالص به دارایی)، CAR نسبت سرمایه (نسبت سرمایه به دارایی)، LG نرخ رشد سالانه تسهیلات، InEffi ناکارایی (نسبت هزینه‌ها به درآمد کل)، ID شاخص تنوع درآمدی، Sanc متغیر مجازی سال‌های تحریم بانکی و متغیرهای کلان اقتصادی شامل GDP تولید ناخالص داخلی سرانه و Inf نرخ تورم می‌باشند. متغیر وابسته نیز شاخص z-score[۱] به عنوان معیاری از ثبات بانکی می‌باشد که بر اساس مطالعه ماری و همکاران[۲] (۲۰۱۷) به صورت زیر محاسبه شده است:

$$Zscore_{it} \equiv \frac{\mu(ROA_T) + EA_t}{\left(1 + 1/(4k)\right)\ \sigma(ROA_T)} \qquad (۲)$$

$$where \quad T = t - k + 1, \ldots, t.$$

که در آن: K طول پنجره زمانی است و در مطالعه حاضر k=3 می‌باشد. $\mu(ROA_T)$ میانگین بازدهی T دوره است که بر اساس لحاظ طول پنجره زمانی محاسبه می‌شود. به این صورت که مقدار این شاخص برای ۲ دوره اول برای هر بانک وجود ندارد. با توجه به بازه زمانی مطالعه حاضر که ۱۳۹۵-۱۳۸۵ می‌باشد به عنوان مثال برای محاسبه میانگین بازدهی در سال ۱۳۸۷، T شامل سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ و به همین ترتیب برای سال‌های دیگر می‌باشد. $\sigma(ROA_T)$ نیز انحراف معیار T دوره‌ای بازدهی است. از آن‌جا که این شاخص می‌تواند مقادیر منفی داشته باشد، ایمبرویچ و راش[۳] (۲۰۱۴) توصیه می‌کنند مقادیر منفی شاخص Zscore (به همراه سایر مقادیر مثبت) قبل از لگاریتم گرفتن با عدد ۱۰ جمع شوند[۴].

به اعتقاد ماری و همکاران[۵] (۲۰۱۷) شاخص‌های ثبات بانکی موجود به دلیل عدم لحاظ طول پنجره زمانی (K) دارای تورش می‌باشند. لذا شاخص بر اساس رابطه (۲) را به منظور کاهش تورش در محاسبه شاخص zscore و نیز سازگار بودن مقایسه مقادیر ثبات بانکی نمونه‌های مختلف با طول پنجره زمانی متفاوت ارائه کرده‌اند.

---

۱. به دلیل عدم تقارن بالا و چولگی شدید شاخص Z-score، همواره لگاریتم طبیعی آن در مطالعات به کار برده می‌شود.

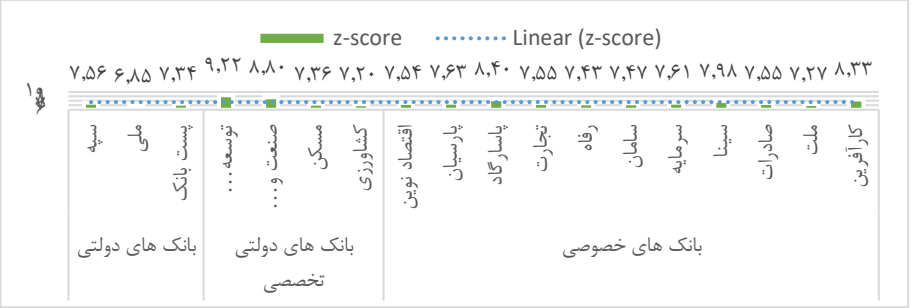
2. Mare (2017)
3. Imbierowicz & Rauch (2014)
4. Adjusted-Zscore
5. Mare (2017)

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱- بررسی وضعیت ثبات مالی بانک‌های منتخب مطالعه

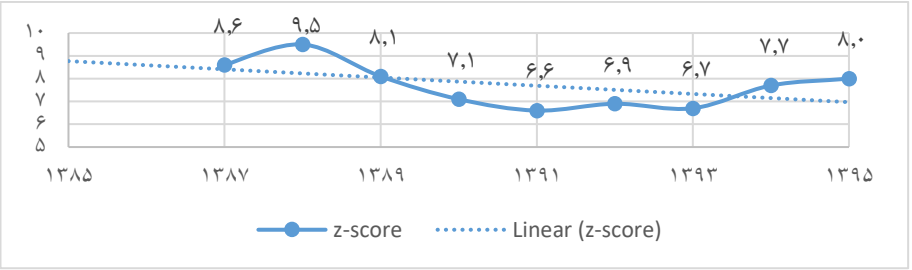
در این بخش نتایج حاصل از محاسبه شاخص z-score برای بانک‌های مورد مطالعه ارائه شده است. برای این منظور ابتدا مقدار متوسط شاخص مذکور به تفکیک بانک‌ها در نمودار (۱) و سپس مقدار متوسط آن برای تمام بانک‌ها طی دوره ۱۱ ساله (۱۳۹۵-۱۳۸۵) در نمودار (۲) ارائه شده است. بر اساس نمودار (۱)، بانک توسعه صادرات به طور متوسط بالاترین میزان ثبات بانکی را طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۵ در بین بانک‌های مورد مطالعه داشته است. بر اساس محاسبات تحقیق، نسبت سرمایه این بانک همواره بالای ۲۰ درصد بوده به طوری که متوسط نسبت سرمایه این بانک طی سال‌های مورد مطالعه ۳۴ درصد بوده است. بعد از آن بانک صنعت و معدن به دلیل برخورداری از نسبت ۲۵ درصدی سرمایه (به طور متوسط) در رتبه دوم قرار دارد.کمترین مقدار شاخص ثبات بانکی نیز مربوط به بانک ملی است که می‌تواند ناشی از پایین بودن میزان نسبت سرمایه این بانک (به طور متوسط کمتر از ۸ درصد) طی سال‌های مذکور باشد. هرچه نسبت سرمایه بالا باشد قدرت سرمایه‌گذاری و حجم فعالیت‌های مالی بانک افزایش یافته و توانایی بانک در پوشش دادن ریسک‌های مالی و غیر مالی فعالیت‌ها و رویارویی با زیان‌های غیر منتظره و ناملایمات افزایش می‌یابد. همچنین سطوح بالای این نسبت معرف بازدهی بیشتر بانک است؛ اول این‌که تأمین مالی به واسطه سطوح بالای سرمایه کاهش می‌یابد چرا که بالا بودن این نسبت نشان‌دهنده اعتبار بالای بانک‌ها است. دوم باعث می‌شود بانک به منظور حفظ حقوق سهام‌داران در اعطای وام و تسهیلات محتاطانه و سنجیده عمل کرده و بازدهی بیشتری به ارمغان آورد. سوم این‌که سرمایه نقش حمایتی را در مواجه شدن با دارایی‌های ریسکی بالا مانند وام‌ها ایفا می‌کند. در نهایت، بانک‌های با سرمایه بیشتر نیاز کمتری به قرض گرفتن داشته که این خود منجر به کاهش هزینه‌ها و افزایش بازدهی و سودآوری بانک می‌شود (تان[1]، ۲۰۱۶).

[1]. Tan (2016)



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱: متوسط شاخص zscore به تفکیک بانک‌ها طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۵



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲: متوسط شاخص ثبات شبکه بانکی مورد مطالعه طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۵

با توجه به نمودار (۲) نیز مشاهده می‌شود متوسط ثبات نمونه بانکی مورد مطالعه طی سال‌های ۸۹-۸۷ بالاتر از خط برازش منحنی متوسط ثبات مالی نمونه بانکی مطالعه است. در این بازه زمانی ثبات مالی تا سال ۸۸ افزایشی بوده و به بالاترین میزان خود طی سال‌های مورد مطالعه رسیده است اما بعد از آن با شروع تحریم‌های اولیه بانکی از سال ۸۹ روند نزولی به خود گرفته است. به طوری که از سال ۹۱ تا اواخر سال ۹۴ وضعیت ثبات مالی بانک‌ها پایین‌تر از خط برازش منحنی قرار دارد. این بازه مربوط به تحریم‌های شدید ایالات متحده آمریکا و اتحادیه اروپا علیه نظام بانکی کشور بوده که افت ثبات بانکی را به دنبال داشته است. به علاوه این روند کاهشی می‌تواند ناشی از اختصاص ۸۱ هزار میلیارد تسهیلات تکلیفی به بهسازی و نوسازی مسکن از منابع داخلی بانک‌ها در سال‌های ۸۹ و ۹۰ نیز باشد. از سال ۹۴ تا ۹۵ وضعیت ثبات بانکی با اجرای برجام و رفع تحریم سوئیفت بهبود یافته است. به علاوه، در لایحه بودجه سال ۱۳۹۴ نسبت به سال‌های گذشته کمیت

تسهیلات تکلیفی کاهش جزیی داشته و نظام بانکی تکالیف الزامی کمتری در حوزه تصمیم‌گیری اعتباری داشته است که برآیند این عوامل منجر به بهبود ثبات بانکی طی این سال‌ها شده است.

۲-۴- آمار توصیفی متغیرها

خلاصه اطلاعات و خصوصیات آماری مربوط به متغیرهای مورد مطالعه به ترتیب در جداول (۲) و (۳) ارائه شده است:

جدول ۲: خلاصه اطلاعات متغیرهای مورد مطالعه

نام متغیر	نماد اختصاری	توضیح متغیر و فرمول محاسباتی	
متغیر وابسته	Zscore	$ZSCORE \equiv \frac{\mu(ROA_i) + EA_i}{\left(1 + \frac{1}{(4k)}\right)\ \sigma(ROA_i)}$ K=3 طول پنجره زمانی	شاخص ثبات بانکی بر اساس مطالعه ماری و همکاران (۲۰۱۷) که مقدار آن ابتدا با عدد ۱۰ جمع شده و سپس لگاریتم گرفته شده است.
متغیرهای مستقل:			
ریسک اعتباری	CR	مجموع تسهیلات غیر جاری / کل تسهیلات	نسبت تسهیلات غیر جاری به کل تسهیلات بانک
ریسک نقدینگی	LR	مجموع دارایی‌های نقدشونده / کل دارایی‌ها	نسبت دارایی‌های نقد شونده به کل دارایی بانک
تعامل ریسک نقدینگی و اعتباری	CRLR	ضرب ریسک اعتباری در ریسک نقدینگی (وقوع همزمان دو ریسک اعتباری و نقدینگی)	
متغیرهای توضیحی:			
اندازه بانک	SIZE	لگاریتم طبیعی کل دارایی بانک	
بازدهی دارایی	ROA	سود خالص / کل دارایی‌ها	نسبت سود خالص به کل دارایی بانک
نسبت سرمایه	CAR	سرمایه / کل دارایی‌ها	نسبت سرمایه به کل دارایی بانک
نرخ رشد وام	LG	نرخ رشد سالانه اعطای تسهیلات بانک	
ناکارایی	INEFFI	هزینه / کل درآمد	نسبت هزینه به درآمد کل بانک

شاخص تنوع درآمدی[۱]	$1-\left\|\frac{InterestIncome-NonInterestIncome}{TotalOperatingIncome}\right\|$	ID	تنوع درآمدی
نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده (۱۳۹۰=۱۰۰)		INF	نرخ تورم
نسبت تولید ناخالص داخلی(به قیمت ثابت و پایه ۱۳۹۰) به جمعیت		GDP	تولید ناخالص داخلی سرانه
متغیر مجازی تحریم بانکی (سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۴ عدد ۱، مابقی سال‌ها عدد صفر)[۲]		SANC	متغیر مجازی تحریم بانکی

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به مشاهدات جدول (۳)، متغیر وابسته (شاخص zscore) دارای میانگین ۷.۷۲ و میانه ۷.۶۸ می‌باشد. به عبارتی نیمی از مشاهدات آن بالای ۷.۶۸ و نیمی دیگر پایین‌تر از این مقدار هستند. مشاهده می‌شود مقدار میانگین و میانه به هم نزدیک هستند که بیان‌گر این است که داده‌ها پراکندگی اندکی دارند. بیشترین مقدار این شاخص معادل ۱۱.۲۶ می‌باشد که مربوط به بانک توسعه صادرات در سال ۸۸ و کمترین مقدار آن معادل ۲.۳۲ بوده که مربوط به بانک ملی در سال ۹۵ می‌باشد. متغیر ریسک اعتباری دارای میانگین ۱۶.۴۲، میانه ۱۶.۳ درصد با انحراف معیار ۹.۲۶ می‌باشد یعنی بیش از نیمی از مشاهدات مربوطه بالای ۱۶.۳ درصد بوده است. این در حالی است که بر اساس استانداردهای جهانی نسبت تسهیلات غیر جاری به تسهیلات پرداختی بانک‌ها باید بین ۳ تا ۵ درصد باشد. حداکثر مقدار ریسک اعتباری ۷۲.۲۵ درصد است که مربوط به بانک سرمایه در سال ۱۳۹۵ و کمترین آن ۰.۴۹ درصد می‌باشد که مربوط به بانک اقتصاد نوین در سال ۱۳۸۵ می‌باشد. متغیر نسبت سرمایه نیز دارای میانگین ۱۰.۱۲ و میانه ۶.۵۵ می‌باشد که نشان می‌دهد بانک‌های مورد مطالعه طی بازه زمانی ۹۵-۸۵ به طور متوسط بیشتر از حد الزامات قانونی (۸ درصد

[۱]. در این معادله صورت کسر شاخص تنوع درآمدی تفاضل درآمدهای غیر بهره‌ای از درآمدهای بهره‌ای است و مخرج کسر کل درآمدهای عملیاتی بانک می‌باشد. زمانی که سهم درآمد غیر بهره‌ای ۰.۵ باشد شاخص تنوع درآمدی دارای بیشترین مقدار یعنی عدد ۱ اما زمانی که سهم درآمد غیر بهره‌ای اعداد صفر و یا ۱ باشد، شاخص تنوع درآمدی دارای کمترین مقدار یعنی عدد صفر می‌باشد.

[۲]. باتوجه به اینکه تحریم‌های بانکی کشور از سال ۱۳۸۹ شروع شده و از اواخر سال ۱۳۹۰ نیز شدت تحریم‌ها بر بانک مرکزی و قطع خدمات سوئیفت توسط ایالات متحده آمریکا و اتحادیه اروپا صورت پذیرفته است به منظور لحاظ اثر تحریم بانکی بر ثبات نظام بانکی متغیر دامی (Sanc) برای سال‌های ۱۳۹۱ تا سال ۱۳۹۴ (اجرای برجام) مقدار یک را احراز نموده و در باقی سال‌ها مقدار صفر می‌باشد.

کفایت سرمایه) سرمایه نگهداری کرده‌اند[۱]. البته با توجه به عدد میانه در بیش از نیمی از مشاهدات این نسبت کمتر از ۸ درصد بوده است به طوری که کمترین آن ۱.۳۳ درصد مربوط به بانک سپه در سال ۹۱ می‌باشد.

جدول ۳: آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
Z-score	۱۶۲	۷.۷۲	۷.۶۸	۱۱.۲۶	۲.۳۲	۱.۲۳
CR	۱۹۷	۱۶.۴۲	۱۶.۱۳	۷۲.۲۵	۰.۴۹	۹.۲۶
LR	۱۹۸	۲۱.۲۷	۲۰.۲۲	۶۶.۷۶	۵.۰۳	۸.۹۸
CRLR	۱۹۷	۳۳۷.۴۱	۳۰۶.۷	۱۲۵۴.۶	۹.۶	۲۲۵.۸
SIZE	۱۹۸	۱۲.۱۴	۱۲.۴۱	۱۴.۵۱	۸.۳۶	۱.۳
ROA	۱۹۷	۱.۱۳	۰.۸۱	۸.۸۴	-۲۰.۲۲	۲.۱۱
CAR	۱۹۷	۱۰.۱۲	۶.۵۵	۶۷.۸۴	۱.۳۳	۱۰.۱
LG	۱۸۰	۲۲.۳	۱۸.۸	۱۸۰.۱	-۱۰.۸	۲۰.۴
INEFFI	۱۹۶	۰.۷۶	۰.۸۳	۲.۷۴	۰.۱۲	۰.۲۹
ID	۱۹۵	۸۰.۰۱	۸۴.۶	۹۹.۹	۲.۰۷	۱۶.۸
GDP	۱۹۸	۷۹.۸	۷۹.۸	۸۴.۷	۷۵.۵	۳.۰۹
INF	۱۹۸	۱۸.۴	۱۵.۶	۳۴.۷	۹	۸.۲۵

۳-۴- بررسی مانایی متغیرها

به منظور جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب در این مرحله مانایی متغیرهای مورد مطالعه بر اساس آزمون ریشه واحد لوین- لین- چو[۲] در جدول (۴) ارائه شده است.

---

[۱]. براساس قوانین بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران حداقل نسبت کفایت سرمایه مطلوب برای بانک‌های ایران معادل ۸ درصد است. یعنی به ازای هر ۱۰۰ واحد دارایی ریسکی با ریسک ۱۰۰ درصد، معادل ۸ واحد سرمایه مورد نیاز است.

[۲]. Levin-Lin-Chu Unit Root Test: آزمون لوین-لین-چو (LLC) به لحاظ تئوری برای ساختارهای پانل به کار می‌رود. به عبارتی این آزمون همان ADF است که روند زمانی به آن اضافه گردیده است؛ به طوری که با وجود ناهمگنی مقاطع و ناهمسانی واریانس جملات خطا از قدرت بالایی در بررسی مانایی داده‌های پانل برخوردار است.

جدول ۴: بررسی مانایی متغیرها

متغیر	آزمون ریشه واحد LLC	وضعیت
Z-score	-۱۲.۶ (۰.۰۰۰۰)	مانا در سطح ۱ درصد
CR	-۴.۹۸ (۰.۰۰۰۰)	مانا در سطح ۱ درصد
LR	-۲.۷ (۰.۰۰۴)	مانا در سطح ۱ درصد
CRLR	-۶.۱ (۰.۰۰۰۰)	مانا در سطح ۱ درصد
SIZE	-۲.۵ (۰.۰۱)	مانا در سطح ۵ درصد
ROA	-۲.۳ (۰.۰۱)	مانا در سطح ۵ درصد
CAR	-۱.۵ (۰.۰۷)	مانا در سطح ۱۰ درصد
LG	-۴.۹ (۰.۰۰۰۰)	مانا در سطح ۱ درصد
INEFFI	-۳.۶ (۰.۰۰۰۱)	مانا در سطح ۱ درصد
ID	-۲.۶ (۰.۰۰۴)	مانا در سطح ۱ درصد
GDP	-۲.۵ (۰.۰۰۶)	مانا در سطح ۱ درصد
INF	-۶.۱ (۰.۰۰۰۰)	مانا در سطح ۱ درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۴-تخمین مدل

با توجه به مزیت روش داده‌های ترکیبی پویا GMM در رفع مشکل خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی، حل مسئله درون‌زایی، رفع و یا کاهش هم‌خطی، مطالعه حاضر به منظور دستیابی به یک مدل کارا و دقیق از روش GMM سیستمی دو مرحله‌ای بر اساس روش پیشنهادی آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بلاندل و باند (۱۹۹۸)بهره برده است که از یک برآوردگر قوی ماتریس واریانس-

کواریانس[1] برخوردار است. به منظور نشان دادن استحکام نتایج GMM سیستمی نسبت به GMM تفاضلی آرلانو و باند (۱۹۹۱)، نتایج تخمین به صورت دو مرحله‌ای[2] برای هر یک از دو مدل مذکور به همراه انجام اصلاح واریانس[3] (به دلیل تورش‌دار بودن انحراف معیار GMM دو مرحله‌ای) در جدول (۵) ارائه شده است:

جدول ۵: نتایج برآورد مدل با استفاده از GMM سیستمی و تفاضلی

متغیر وابسته: **شاخص Z-score**					
نام متغیر	**نماد اختصاری**	**مدل ۱**	**مدل ۲**	**مدل ۳**	**مدل ۴**
		GMM سیستمی	**GMM سیستمی با اصلاح واریانس**	**GMM تفاضلی**	**GMM تفاضلی با اصلاح واریانس**
وقفه متغیر وابسته	Zscore(-1)	۰.۵۷ ***(۵.۴۲)	۰.۵۷ ***(۳.۲۸)	۰.۲ ***(۳.۱۱)	۰.۲ (۰.۱۵)
ریسک اعتباری	CR	−۰.۰۸ ***(−۴.۲۴)	−۰.۰۸ **(−۲)	−۰.۰۴ **(−۱.۹۸)	−۰.۰۴ (−۰.۳)
ریسک نقدینگی	LR	−۰.۰۳ ***(−۵.۷)	−۰.۰۳ **(−۲.۴۴)	−۰.۰۳ ***(−۴.۵۷)	−۰.۰۳ (−۰.۵)
تعامل ریسک نقدینگی و اعتباری	CRLR	۰.۰۰۲ **(۲.۸)	۰.۰۰۲ (۱.۱)	۰.۰۰۱ (۱.۱۵)	۰.۰۰۱ (۰.۱)
اندازه بانک	SIZE	−۰.۱ (−۰.۴۳)	−۰.۱ (−۰.۲)	۰.۵۴ ***(۴.۲۶)	۰.۵۴ (۰.۵۶)
بازدهی دارایی	ROA	−۱.۶۵ ***(−۴.۲۵)	−۱.۶۵ ***(−۳.۲)	−۰.۵۴ **(−۲.۳۲)	−۰.۵۴ (−۰.۴)
نسبت سرمایه	CAR	۰.۱۴ ***(۶.۸)	۰.۱۴ ***(۲.۶۴)	۰.۱ ***(۶.۳)	۰.۱ (۰.۵)
نرخ رشد تسهیلات	LG	−۰.۰۲ ***(−۵.۱)	−۰.۰۲ **(−۱.۹۷)	−۰.۰۱ ***(−۲.۷۵)	−۰.۰۱ (−۰.۲)
ناکارایی	INEFFI	−۲.۴ **(−۳.۱)	−۲.۴ **(−۲.۵)	−۲.۳ **(−۲.۱۸)	−۲.۳ (−۰.۶)
تنوع درآمدی	ID	−۰.۰۱ **(−۲.۰۵)	−۰.۰۱ (−۰.۹)	۰.۰۰۱ (۰.۳۸)	۰.۰۰۱ (۰.۰۳)
تولید ناخالص سرانه	GDP	−۰.۵ ***(−۴۱.۲)	−۰.۵ ***(−۸.۱۴)	−۰.۵ ***(−۲۵.۲)	−۰.۵ **(−۲.۰۴)
نرخ تورم	INF	۰.۰۲	۰.۰۲	−۰.۰۱	−۰.۰۱

1. Robust Estimator of the Variance-Covariance Matrix
2. Two-Step
3. Robust

		**(۲.۰۴)	(۱.۴۱)	***(-۴.۸)	(-۰.۲۵)
متغیر مجازی تحریم	SANC	-۳.۹ ***(-۳۷.۸)	-۳.۹ ***(-۱۲.۱۳)	-۴.۱۵ ***(-۳۷.۰۳)	-۴.۱۵ ***(-۱۰)
عرض از مبدأ	Cons	۵۰.۶ ***(۱۵.۵)	۵۰.۶ ***(۱۰.۳)	۴۲.۵ ***(۱۷.۱)	۴۲.۵ ***(۳.۸)
تعداد مشاهدات	No. Obs.	۱۴۰	۱۴۰	۱۲۱	۱۲۱
تعداد ابزارها	No. Inst.	۴۸	۴۸	۴۱	۴۱
آزمون والد [1]	Wald Test	***(۲۶۹۸۰)	***(۳۸۸۴۱)	***(۶۹۴۳۵)	*** (۲۰۸۳)
خودهمبستگی مرتبه اول	AR(1)[2]	(-۱.۶) *	(-۱.۵) *	(-۳.۹)	(-۰.۶۲) *
خودهمبستگی مرتبه دوم	AR(2)[3]	(-۱.۰۲) *	(-۰.۹۱) *	(-۰.۲۴) *	(-۰.۰۵) *
آزمون سارگان	Sargan Test[4]	(۱.۳) [5] *	[6]-	(۱۳.۹) [7] *	-

*، ** و *** به ترتیب بیان‌گر معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد است. * بیانگر تایید فرضیه اعتبار مربوطه است.

با توجه به نتایج جدول (۵) مشاهده می‌شود نتایج روش GMM سیستمی نسبت به GMM تفاضلی از استحکام بیشتری برخوردار است. چرا که با اصلاح واریانس اکثر متغیرها در مدل GMM تفاضلی به لحاظ آماری بی‌معنی شده‌اند. بر این اساس مدل نهایی این مطالعه GMM سیستمی با اصلاح واریانس یعنی مدل **۲** می‌باشد. به علاوه تایید فرضیه صفر آزمون سارگان حاکی از اعتبار متغیرهای ابزاری مدل و نیز تایید فرضیه صفر آماره مربوط به AR(2) بیانگر عدم وجود خودهمبستگی از مرتبه دوم می‌باشد. تفسیر نتایج به شرح زیر می‌باشد:

فرضیه اول این مطالعه مطابق با تئوری تایید می‌شود؛ به نحوی که ریسک اعتباری با اطمینان **۹۹** درصد اثر منفی معنی‌دار بر ثبات بانکی دارد. فرضیه دوم که بیان‌گر تاثیر منفی معنی‌دار ریسک نقدینگی بر ثبات بانکی می‌باشد با اطمینان **۹۵** درصد تایید می‌شود. به این صورت که وجود

---

[1]. آزمون مبتنی بر معنی‌داری کلی رگرسیون می‌باشد.

[2]. Arellano-Bond test that first-order autocorrelation is 0 (H0: No Autocorrelation)

[3]. Arellano-Bond test that second-order autocorrelationis 0 (H0: No Autocorrelation)

[4]. The test for over-identifying restrictions in GMM dynamic model estimation

[5]. Chi2(34)=48.6 جدول با سطح اطمینان **۹۵** درصد است.

[6]. با توجه به این‌که محاسبه مقدار آماره آزمون سارگان بعد از robust مدل امکان‌پذیر نبوده و با خطا مواجه می‌شود مقدار آماره آزمون سارگان قبل از robust در نظر گرفته می‌شود؛ چرا که آزمون سارگان مربوط به ابزارها و به عبارتی تایید معتبر بودن ابزارها است و با اصلاح واریانس تغییر نمی‌یابد.

[7]. chi2(27)=40.1 جدول با سطح اطمینان **۹۵** درصد است.

ریسک نقدینگی (نااطمینانی از آینده و احتمال بانک برای مراجعه غیر منتظره مشتریان به منظور دریافت سپرده و سایر الزامات نقدینگی) بانک را به منظور مواجهه با چنین ریسکی ناگزیر به افزایش دارایی‌های با نقدشوندگی بالا و بدون بازده بیشتری می‌کند که این امر بازدهی دارایی‌ها و حقوق صاحبان سهام را تحت تاثیر قرار داده و با کاهش و نوسان سودآوری (هزینه فرصت شرکت در سایر سرمایه‌گذاری‌ها) باعث بی‌ثباتی و آسیب‌پذیری بانکی می‌شود. به علاوه این اثر منفی می‌تواند نشان‌دهنده عدم مدیریت مناسب ریسک نقدینگی توسط بانک‌ها باشد به نحوی که افزایش دارایی‌های نقدشونده به منظور مدیریت ریسک نقدینگی کارا نبوده و در جهت کاهش ثبات بانکی عمل نموده است. همچنین بر اساس یافته‌های این مطالعه فرضیه سوم را که بیان‌گر اثر منفی معنی‌دار وقوع همزمان (اثر تعاملی) ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات بانکی است نمی‌توان پذیرفت و یا به عبارتی دلایل قوی برای پذیرش آن وجود ندارد. به هر حال اثر مثبت آن می‌تواند به این دلیل باشد که همزمان با وقوع ریسک اعتباری و کاهش جریان ورودی درآمدهای بهره‌ای ناشی از افزایش مطالبات معوق، بانک ریسک نقدینگی بیشتری را احتمال می‌دهد. در نتیجه به منظور پوشش ریسک نقدینگی سعی در کاهش اعطای تسهیلات داشته تا حداقل احتمال افزایش ریسک اعتباری را کاهش داده و به واسطه آن ثبات مالی بانک کاهش نیابد.

در رابطه با متغیرهای توضیحی مطالعه، تاثیر مثبت معنی‌دار وقفه شاخص z-score بر ثبات بانکی نشان از ماهیت پویای مدل مورد مطالعه است. اندازه بانک و تنوع درآمدی به لحاظ آماری اثر معنی‌داری بر ثبات بانکی نداشته‌اند. متغیر نسبت سرمایه اثر مثبت معنی‌دار بر ثبات بانکی داشته است لذا تقویت و افزایش نسبت سرمایه بهبود ثبات بانکی را به همراه دارد. اثر منفی معنی‌دار بازدهی دارایی بر ثبات بانکی می‌تواند ناشی از غلبه اثر منفی انحراف معیار بازدهی (بازدهی ریسکی) بر اثر مثبت و مستقیم متغیر بازدهی بر ثبات بانکی باشد. به عبارتی بر اساس مفهوم مبادله ریسک-بازدهی[1]، بازدهی‌های بالا با نوسان و ریسک بالایی بدست می‌آیند (ماری و همکاران،۲۰۱۷). لذا می‌توان نتیجه گرفت که بازدهی بانک‌ها طی دوره مورد مطالعه با نوسانات بالا همراه بوده و افت ثبات بانکی را به همراه داشته است. ضریب منفی معنی‌دار نرخ رشد تسهیلات نیز نشان از اعطای اعتبارات در فضای مدیریتی نامناسب بوده که در واقع باعث عدم

1. Risk-Return Trade-off

تحقق بازدهی مورد انتظار اعطای تسهیلات شده است. در میان متغیرهای کلان نیز تورم اثر معنی‌داری بر ثبات بانکی نداشته اما تولید ناخالص داخلی سرانه اثر منفی معنی‌دار بر ثبات بانکی داشته است که نشانگر ضد چرخه‌ای بودن فعالیت بانک‌هاست و در واقع تاییدی بر فرضیه بی‌ثباتی مالی مینسکی[۱] می‌باشد. همچنین تحریم بانکی پس از متغیر ناکارایی (نسبت هزینه به درآمد) بیشترین اثر منفی معنی‌دار را بر ثبات بانکی داشته است؛ چرا که تحریم‌ها با ایجاد بحران ارزی، بی‌ثباتی اقتصاد، محدود نمودن صادرات و واردات (اختلال در روند سودآوری صاحبان آن) و نیز ایجاد هزینه برای سیستم اقتصادی به ویژه سیستم بانکی همراه است و از این طریق آسیب‌پذیری بانک‌ها را به دنبال دارد.

۵- خلاصه، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با عنایت به اهمیت آسیب‌پذیری مالی نظام بانکی در مطالعات بانکداری در سال‌های اخیر و نیز لزوم ثبات مالی نظام بانکی به منظور مقاومت در برابر شوک‌ها و عوامل خارجی و غیر منتظره و پیشگیری از بروز بحران پژوهش حاضر به بررسی اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات مالی بانکی پرداخته است. نوآوری اصلی این مقاله بررسی اثر تعاملی دو ریسک اعتباری و نقدینگی و استفاده از شاخص z-score بدون تورش همراه با لحاظ اثر تحریم‌های بانکی می‌باشد. نتایج حاصل از محاسبه شاخص z-score نشان می‌دهد به طور متوسط ثبات و پایداری مالی بخش بانکی طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۵ دارای نوساناتی بوده است و شواهد موجود حاکی از وخیم‌تر شدن وضعیت ثبات بانکی ایران نسبت به سال‌های قبل از شروع تحریم‌های بانکی بوده است. نتایج تخمین مدل GMM سیستمی دو مرحله‌ای برای نمونه ۱۸ تایی از بانک‌های کشور طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۵ نشان داده است ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی دارای اثر منفی معنی‌دار بر ثبات

---

۱. Minsky's Financial Instability Hypothesis: بر اساس فرضیه بازارهای مالی آسیب‌پذیر مینسکی هنگامی‌که اقتصاد در رونق است و افراد نسبت به آینده اقتصاد خوش‌بین هستند سرمایه‌گذاران و سفته‌بازان تمایل به افزایش سریع بدهی‌های خود خواهند داشت. اگر نهادهای وام‌دهنده نیز همین خوش‌بینی را داشته باشند به تقاضای اضافه شده برای دریافت وام با حاشیه ایمنی پایین پاسخ خواهند داد. نتیجه این امر افزایش آسیب‌پذیری بانک‌ها است؛ زیرا ثبات آن‌ها به توانایی بازپرداخت وام توسط وام‌گیرندگان بستگی دارد.

بانکی است اما اثر تعاملی یا به عبارتی وقوع همزمان این دو ریسک اثر معنی‌داری بر ثبات بانکی نداشته است. در رابطه با سایر متغیرهای ویژه بانکی نیز به جز اندازه بانک و شاخص تنوع درآمدی، سایر متغیرها اثر معنی‌داری بر ثبات بانکی داشته‌اند؛ به این صورت که نسبت کفایت سرمایه دارای اثر مثبت و بازدهی، نرخ رشد تسهیلات و ناکارایی دارای اثر منفی بر ثبات بانکی بوده‌اند. از میان متغیرهای کلان نیز تولید ناخالص داخلی سرانه اثر منفی معنی‌دار و نرخ تورم اثر بی‌معنی بر ثبات بانکی داشته‌اند. به علاوه تحریم‌های بانکی بعد از ناکارایی اساسی‌ترین عامل در جهت کاهش ثبات مالی بانک‌ها بوده است.

با توجه به یافته‌های تحقیق پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی به رتبه‌بندی بانک‌ها به لحاظ پایداری و ثبات مالی اهتمام ورزد تا بانک‌ها با شناسایی نقاط ضعف خود در رقابت با سایر بانک‌ها در صدد رفع آن‌ها اقدام نمایند. به علاوه با توجه به ضریب منفی معنی‌دار ناکارایی هزینه، الزام بانک‌ها به اصلاح ساختار هزینه درون بانکی و عملیات بین بانکی نیز می‌تواند در بهبود ثبات مالی اثربخش باشد. با توجه به ضریب مثبت معنی‌دار نسبت سرمایه پیشنهاد می‌شود بر اساس استانداردهای بین‌المللی (کفایت سرمایه ۱۲ درصد بر اساس بازل ۲) به افزایش کفایت سرمایه بانک‌ها توجه کافی مبذول شود. همچنین مطابق با ضریب منفی معنی‌دار متغیر ریسک اعتباری حتی‌الامکان از اعطای تکالیف بودجه‌ای و تسهیلات تکلیفی خودداری شود. به علاوه، ایجاد یک شبکه اطلاعاتی یکپارچه از مشتریان و سیستم رتبه‌بندی اعتباری متقاضیان تسهیلات، بررسی‌های کارشناسانه در رابطه با توانایی افراد متقاضی تسهیلات در بازپرداخت و سودآوری طرح‌های آن‌ها، عدم تمرکز در اعطای تسهیلات و ایجاد تنوع در تخصیص اعتبار به منظور کنترل و مدیریت ریسک اعتباری می‌تواند گامی اساسی در جهت بهبود ثبات نظام بانکی باشد. همچنین بررسی پویای روند گذشته تقاضای وجه نقد توسط مشتریان و سایر الزامات نقدینگی و نیز انتخاب پرتفوی سرمایه‌گذاری سودآور با ریسک پایین به منظور کنترل ریسک نقدینگی و در نتیجه نگه‌داری بهینه دارایی‌های نقدشونده می‌تواند نقش اساسی در بهبود ثبات بانکی داشته باشد. البته بیمه سپرده‌ها و استفاده از توافقنامه‌های بازخرید رپو (repo) با هدف تأمین مالی کوتاه‌مدت می‌توانند راهکارهای دیگری برای مدیریت ریسک نقدینگی به شمار آیند.

منابع و مآخذ

۱. اخلاقی مدیری، ندا. خشنودی، عبدالله. و هراتی، جواد (۱۳۹۵). "بررسی اثر دخالت دولت روی آسیب‌پذیری مالی بخش بانکی در ایران". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی **۱۷**(۴): ۱۷۲-۱۴۷.

۲. اسکندری، محمد (۱۳۹۱). *بررسی ارتباط بین تمرکز و ثبات مالی در نظام بانکداری ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی، مؤسسه آموزش عالی شهید اشرفی اصفهان.

۳. اشرف‌زاده، حمیدرضا. و مهرگان، نادر (۱۳۹۳). *اقتصادسنجی پانل دیتای پیشرفته*، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، نور علم.

۴. خوش‌طینت، محسن. امیدی نژاد، محمد. و رضوانیان، منیره (۱۳۹۴). "اثر ساختار تأمین مالی بر ریسک درماندگی بانک‌ها". فصلنامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی **۱**(۱): ۲۷-۱.

۵. خوشنودی، عبدالله. صباغ کرمانی، مجید. یاوری، کاظم. و حسینی‌نسب، ابراهیم (۱۳۹۱). "بررسی آسیب‌پذیری مالی بخش بانکی و عوامل موثر بر آن با استفاده از شاخص z-score". مجله علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۴**(۷): ۱۰۰-۸۰.

۶. دارستانی، حسام ذالبگی (۱۳۹۳). "عوامل موثر بر ثبات در شبکه بانکی ایران". فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی **۷**(۲۰): ۳۰۷-۳۲۷.

۷. سوری، علی (۱۳۹۵). *اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews & Stata*، تهران، نشر فرهنگ‌شناسی.

۸. طالبی، محمد. و سلگی، محمد (۱۳۹۶). "بررسی رابطه بین ریسک و نسبت کفایت سرمایه: شواهدی از بانک‌های ایرانی". فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی **۹**(۳۰): ۵۴۳-۵۱۳.

۹. میرباقری هیر، ناصر. ناهیدی امیرخیز، محمدرضا. و شکوهی فرد، سیامک (۱۳۹۵). "ارزیابی ثبات مالی و تبیین عوامل موثر بر ثبات مالی بانک‌های کشور". فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی **۴**(۱۵): ۲۳-۴۲.

۱۰. میشکین، فردریک اس (۱۳۸۹). *اقتصاد پول و بانکداری و بازارهای مالی*، حسین قضاوی؛ موسسه عالی آموزش بانکداری ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

11. Abdul Rahman, A. (2010). "Financing Structure and Insolvency Risk Exposure of Islamic Banks". Journal Financial Markets and Portfolio Management **24**: 419-440.

12. Abel, S. Le Roux, P. & Mutandwa, L. (2018). "Competition and Bank Stability". International Journal of Economics and Financial Issues **8**(3): 86-94.

13. Acharya, V. V. & Mora, N. (2015). "A Crisis of Banks as Liquidity Providers". The Journal of Finance **70**(1): 1-43.
14. Acharya, V. & Naqvi, H. (2012). "The Seeds of a Crisis: A Theory of Bank Liquidity and Risk Taking Over the Business Cycle". Journal of Financial Economics **106**(2): 349-366.
15. Alawode, A. and Al sadek, M. (2008). "What is Financial Stability". Financial Stability Paper Series **1**: 2-26.
16. Arellano, M. & Bover, O. (1995). "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models". Journal of Econometrics **68**(1): 29-51.
17. Blundell, R. & Bond, S. (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models". Journal of Econometrics **87**(1): 115-143.
18. Bokpin, G.A. (2016). "Bank Governance, Regulation and Risk-Taking in Ghana". J. Afr. Bus 17(1): 52-68.
19. Brahmana, R. Kontesa, M. & Gilbert, R. (2018). "Income Diversification and Bank Performance: Evidence from Malaysian Banks". Economics Bulletin **38**(2): 799-809.
20. Brunnermeier, M. Crocket, A. Goodhart, C. Persaud, A. & Shin, H. (2009). "The Fundamental Principles of Financial Regulation". Geneva Reports on the World Economy 11 (International Center for Monetary and Banking Studies (ICMB)-Centre for Economic Policy Research (CPER)).
21. Čihák, M. & Hesse, H. (2010). "Islamic Banks and Financial Stability: An Empirical Analysis". Journal of Financial Services Research **38**(2-3): 95-113.
22. Deltuvaite, V. (2010). "The Concentration-Stability Relationship in the Banking System: An Emprical Researsh". Economics and Management.
23. Diamond, D.W. (1984). "Financial Intermediation and Delegated Monitoring". Rev.Econ.Stud **51**: 393-414.
24. Ghenimi, A. Chaibi, H. & Omri, M. A. B. (2017). "The Effects of Liquidity Risk and Credit Risk on Bank Stability: Evidence from the MENA Region". Borsa Istanbul Review **17**(4): 238-248.
25. Ibrahim, M. H. & Rizvi, S. A. R. (2017). "Do We Need Bigger Islamic Banks, An Assessment of Bank Stability". Journal of Multinational Financial Management **40**: 77-91.

26. Imbierowicz, B. & Rauch, C. (2014). "The Relationship between Liquidity Risk and Credit Risk in Banks". Journal of Banking & Finance **40**: 242-256.
27. Ivičić, L. Kunovac, D. & Ljubaj, I. (2008). "Measuring Bank Insolvency Risk in CEE Countries". Croatian National Bank Working Paper.
28. Joseph, C. (2013). *Advanced Credit Risk Analysis and Management*, Retrieved from https://ebookcentral.proquest.com
29. King, M. (2013). *Fisheries Biology, Assessment and Management*, John Wiley & Sons.
30. Maji, S. G. Dey, S. and Jha, A. K. (2011). "Insolvency Risk of Selected Indian Commercial Banks: a Comparative Analysis". International Journal of Research in Commerce, Economics and Management **1**(5): 120-124.
31. Mare, D. S. Moreira, F. & Rossi, R. (2017). "Nonstationary Z-score Measures". European Journal of Operational Research **260**(1): 348-358.
32. Rajhi, W. & Hassairi, S. A. (2013). "Islamic Banks and Financial Stability: a Comparative Empirical Analysis between MENA and Southeast Asian Countries". Région et développement **37**(1): 1-31.
33. Roy, A. D. (1952). "Safety First and the Holding of Assets". Econometrica: Journal of the Econometric Society 431-449.
34. Shafik, S. (2014). *Financial Stability and Liquidity: Evidence from Conventional and Islamic Banks in the GCC Rigion*, Doctorial Thesis, University of Newcastle.
35. Srairi, S. (2013). "Ownership Structure and Risk-Taking Behaviour in Conventionaland Islamic Banks: Evidence for MENA Countries". Borsa Istanbul Review **13**(4): 115-127.
36. Stiroh, K. J. & Rumble, A. (2006). "The Dark Side of Diversification: The Case of US Financial Holding Companies". Journal of Banking & Finance **30**(8): 2131-2161.
37. Tan, Y. (2016). "The Impacts of Risk and Competition on Bank Profitability in China". Journal of International Financial Markets, Institutions and Money **40**: 85-110.
38. Tankoyeva, V. Bazzana, F. & Gabriele, R. (2018). *The Stability of the Financial System: An Analysis of the Determinants of Russian Bank Failures*, Research Handbook of Investing in the Triple Bottom Line, 114.
39. Trad, N. Trabelsi, M. A. & Goux, J. F. (2017). "Risk and Profitability of Islamic Banks: A Religious Deception or an

Alternative Solution?" . European Research on Management and Business Economics **23**(1): 40-45.

40. Van Greuning, H. & Brajovic Bratanovic, S. (2003). *Analyzing and Managing Banking Risk: a Framework for Assessing Corporate Governance and Financial Risk Management*, Washington, DC: World Bank.
41. Van Greuning, H. & Iqbal, Z. (2008). *Risk Analysis for Islamic Banks*, World Bank Publications.

The study of the effects of liquidity and credit risk on bank stability in Iran using the Z-score index

Zohreh Asadi[1]
Kazem Yavari[2]*
Hassan Heydari[3]

Received: 09-09-2018 Accepted: 22-10-2018

Abstract

The aim of this study is to investigate the effects of liquidity and credit risk on the banking stability in Iran using the unbiased Z-score index. This investigation finds significance with regard to the subjects of bankruptcy and banking crisis. In order to attain the purposes of this research, a sample of 18 Iranian banks for the period of 2007-2017 was used and three main hypotheses were constructed. The Dynamic Panel data approach was applied for the estimation of the model along with the use of the two-step System GMM. The results indicate that credit risk and liquidity risk significantly reduce banking stability but the effect of their interaction is not significant. The findings of the study provide bank managers with better understanding of bank risks and the efforts aimed at managing liquidity and credit risks. It is shown that an increase in the capital has significantly improved banking stability, while inefficiency, return on assets (based on risk-return tradeoff), loan growth, GDP per capita (based on Minsky's financial instability hypothesis) and sanctions on banks have had significant negative effects on banking stability.

Keywords: Bank stability, Unbiased Z-score index, Credit risk, Liquidity risk, System GMM.
JEL Classification: G01, G21, G32, G33.

[1]- Mesters, Economics, Tarbiat Modares University, Iran
[2]- Professor, Economics, Yazd University, Iran
Email: kyavari@yazd.ac.ir
[3]- Assistant Professor, Economics, Tarbiat Modares University, Iran

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

تاثیر نابرابری درآمد بر استطاعت مالی خرید مسکن خانوارهای کم درآمد مناطق کلان‌شهری ایران

علی‌اکبر قلی‌زاده[۱]
مهدی عسگری[۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۲۶

چکیده

مسکن از مهم‌ترین و گران قیمت‌ترین دارایی‌های دوران زیست انسان بوده وکالایی است پرهزینه که خرید آن مستلزم برنامه‌ریزی بلندمدت می‌باشد. یکی از موضوعات بخش مسکن، استطاعت مالی خانوارها به ویژه خانوارهای کم‌درآمد شهری جهت تأمین مسکن مناسب است. در این مقاله، با ترکیب داده‌های مقطعی هزینه-درآمد خانوار تولید شده توسط مرکز آمار ایران و با ساخت داده‌های شبه پانل، و نیز با داده‌سازی به روش کوهورت و تکرار مقاطع، رفتار خانوارها به مدت ۲۵ سال مورد بررسی قرار می‌گیرد. مطالعه حاضر برای دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ و شامل هفت کلان‌شهر تهران، کرج، مشهد، اصفهان، تبریز، شیراز و اهواز می‌باشد که تنها مناطق شهری را در بر می‌گیرد. افراد هدف مورد مطالعه در این طرح، شاغلینی هستند که در فاصله سال‌های ۱۳۱۰ تا ۱۳۶۹ متولد شده‌اند. از آن‌جا که ثروتمندان بیش از تقاضای مصرفی خود سرمایه‌گذاری سوداگرانه در مسکن انجام می‌دهند، این رفتار عملکرد بازار مسکن و تقاضای مؤثر مسکن کم‌درآمدها و میان‌درآمدها را از طریق تشدید نابرابری درآمد تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد افزایش نابرابری درآمد سرانه خانوارها در کلان‌شهرها اثر منفی و معناداری بر درآمد باقیمانده یا پسماند (مخارج غیر مسکن خانوارها) و بر فضای سرانه دارد. به عبارتی، با افزایش نابرابری درآمد، درآمد پسماند و مساحت سرانه تحت تصرف خانوارها کاهش می‌یابد. نتایج همچنین نشان می‌دهد درآمد دائمی اثر مثبت و معنادار بر استطاعت خرید مسکن دارد و افزایش آن باعث افزایش درآمد پسماند و همین‌طور افزایش مساحت سرانه تحت تصرف خانوار می‌شود.

واژه‌های کلیدی: نابرابری درآمد، استطاعت خرید مسکن، خانوارهای کم درآمد، مدل شبه پنل.

Keywords: Income Inequality, Housing Affordability, Low-income Households, Pseudo Panel Model.

JEL Classification: C33, D53, E44, G28.

[۱]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا a.gholizadeh@basu.ac.ir

[۲]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا (نویسنده مسئول) mehdi.asgari8@gmail.ir

۱- مقدمه

توسعه بخش مسکن یکی از ارکان توسعه اقتصاد کشور است. مسکن از لحاظ اقتصادی و اجتماعی تأثیرات زیادی بر روی کیفیت و رفاه زندگی شهروندان دارد. یکی از موضوعات بخش مسکن، استطاعت مالی خانوارها به ویژه خانوارهای کم‌درآمد شهری جهت تأمین مسکن مناسب می‌باشد. موضوع مسکن خانوارهای کم‌درآمد و نحوه تأمین مالی آن‌ها با توجه به عدم استطاعت مالی آن‌ها در تهیه واحدهای مسکونی از مشکلات و چالش‌های اساسی دولت‌ها در بخش مسکن محسوب می‌شود. پس‌انداز محدود خانوارهای کم‌درآمد با توجه به سطح پایین حقوق و عدم رشد متناسب درآمد خانوارها با رشد قیمت واحدهای مسکونی از مشکلات اساسی در استطاعت مالی خانوارها جهت تأمین مسکن مناسب است.

بخش مسکن یکی از بخش‌های راهبردی در اقتصاد ایران محسوب می‌شود و به دلیل ارتباط گسترده پیشین با سایر بخش‌ها و فعالیت‌ها، بیشترین نقش را در سیکل (دوره رونق یا رکود) اقتصادی دارد. از طرفی مسکن به عنوان یک کالای اقتصادی نیاز اساسی برای خانوارها محسوب می‌شود. یکی دیگر از ویژگی مهم مسکن این است که یک کالای نرمال است که سهم بالایی از هزینه‌های خانوار را در بر می‌گیرد، بنابراین اثرات درآمدی نقش بسیار کلیدی در آن دارد. از سوی دیگر، بخش مسکن کانون توجه دولت‌مردان نیز می‌باشد، زیرا استمرار چالش مسکن علاوه بر ناهنجاری‌های اقتصادی بر گسترش نارضایتی‌های اجتماعی نیز تأثیرگذار است و تعداد قابل توجهی از خانوارهای شهری جهت تأمین هزینه اجاره‌بها و حتی خرید واحد مسکونی مجبورند از بسیاری از هزینه‌های ضروری خود مانند بهداشت، تغذیه و آموزش چشم‌پوشی کنند که ثمره‌ی آن کاهش توان فکری و جسمی نیروی انسانی و در نتیجه محدودیت رشد اقتصادی است (کرمی، ۱۳۸۶: ۲۱).

مسکن همانند هر کالای دیگر دارای جنبه اقتصادی است. از طرفی، مسکن کالایی است که جانشین ندارد، بادوام بوده، غیر منقول و وابسته به مکان است. لذا در شرایط تورمی که اطمینان سرمایه‌گذاری در دیگر بخش‌های اقتصادی پایین است، خرید و احداث مسکن نوعی سرمایه‌گذاری مطمئن محسوب شده و مسکن به عنوان یک کالای سرمایه‌ای به حساب می‌آید (نصراللهی و همکاران، ۱۳۸۹). انگیزه‌های سفته‌بازی ثروتمندان ممکن است نقش مهمی در درک پویایی‌های قیمت مسکن ایفاء نماید. از آن‌جا که سرمایه‌گذاری سوداگرانه ثروتمندان در مسکن بیش از تقاضای مصرفی آن‌هاست، این رفتار ثروتمندان، عملکرد بازار مسکن و تقاضای مؤثر

مسکن کم‌درآمدها و میان‌درآمدها را از طریق تشدید نابرابری درآمد تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین، روابط متقابل نابرابری و پیامدهای آن در بازار مسکن می‌تواند بر تقاضای مسکن کم‌درآمدها و میان‌درآمدها اثر گذاشته و باعث افزایش قیمت مسکن شده و نسبت اجاره به درآمد خانوارها را افزایش می‌دهد. از طرفی، نوسان‌های بازار مسکن در طول زمان از دغدغه‌های مهم دولت و مردم به شمار می‌آید. بنابراین، افزایش نابرابری درآمد نیروی محرکه مهمی در افزایش قیمت مسکن نسبت به درآمد خانوارها است و باعث کاهش استطاعت مالی خرید مسکن کم‌درآمدها و میان‌درآمدها می‌شود. لذا پرداختن به این موضوع می‌تواند بسیار حائز اهمیت بوده و برای سیاست‌گذاران و صاحب‌نظران اقتصادی مفید باشد.

یکی از دلایل عدم توانایی بسیاری از خانوارها در تقاضای مسکن، افزایش نابرابری درآمد است. افزایش نابرابری درآمد به صورت افزایش درآمد خانوارهای ثروتمند و یا کاهش درآمد خانوارهای فقیر تعریف می‌شود. با توجه به این‌که در کشورهای در حال توسعه درآمدها در حال افزایش است، بنابراین افزایش سریع‌تر درآمد خانوارهای ثروتمند از دلایل افزایش نابرابری درآمد است.

در این تحقیق با استفاده از چارچوب داده‌های مقطعی متوالی و داده‌های شبه‌تابلویی به بررسی تاثیر نابرابری درآمد بر استطاعت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد در برخی از کلان‌شهرهای کشور پرداخته می‌شود. در قسمت دوم به ارائه مبانی نظری پرداخته می‌شود. در قسمت سوم تعدادی از مطالعات تجربی داخلی و خارجی آورده شده است و در قسمت چهارم به روش‌شناسی پژوهش و تحلیل داده‌ها پرداخته می‌شود. در قسمت پنجم به آزمون مدل و تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته خواهد شد. نهایتاً قسمت ششم نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی را دربرخواهد داشت.

۲- مبانی نظری

تشدید نابرابری درآمد در شهرها می‌تواند باعث افزایش قیمت و هزینه‌های بالاتر مسکن، فضای سرانه کوچکتر زندگی و کیفیت پایین‌تر مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد شود. اکثر مطالعات در این زمینه نشان می‌دهد که اثرات منفی نابرابری درآمد را می‌توان با تمایز تولید در بازار مسکن تعدیل کرد، یعنی درجه بالاتر تمایز در اندازه واحد مسکونی مربوط به اثر کمتر نابرابری درآمد در توانایی تامین مالی خرید مسکن است.

مطالعات متعددی وجود دارد که ارتباط قیمت مسکن و نابرابری درآمد را مورد مطالعه قرار داده‌اند، ناکاجیما[1] (۲۰۰۵) افزایش مقطعی نابرابری درآمد را به عنوان افزایش نااطمینانی درآمد فردی تفسیر کرده و اثرات آن را بر تخصیص پورتفو و قیمت مسکن مطالعه می‌کند. ماتانن و ترویو[2] (۲۰۱۴) و لندوویت وهمکاران[3] (۲۰۱۵) از مدل‌های تخصیص (واگذاری) برای مطالعه توزیع قیمت مسکن در یک منطقه شهری استفاده می‌کنند. پیازسی و اشنایدر (۲۰۰۹)[4] مدل جستجو را ارائه کرده و نشان می‌دهند معامله‌گران خوش‌بین کمتری می‌توانند تاثیر قابل ملاحظه‌ای بر قیمت مسکن داشته باشند. مقاله آن‌ها نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران ثروتمند مسکن می‌توانند پویایی‌های قیمت مسکن را تحریک کنند. ویلکینسون و پیکت (۲۰۰۹)[5] پیشنهاد می‌کنند رابطه بین نابرابری درآمد، بدهی، و تغییرات در بازار مسکن بررسی شود. آن‌ها بر این باورند که به دلیل این‌که خانوارها در دهک بالاتر، پول بیشتری برای سرمایه‌گذاری و قرض دادن دارند، برای مردم در دهک‌های پایین تحقق بخشیدن آرمان‌هایشان در خرید مسکن بسیار دشوارتر می‌شود. اگرچه ایده ارتباط بین نابرابری درآمد و پیامدهای استطاعت مالی خرید مسکن کنجکاوی بیشتری را برمی‌انگیزد، اما مکانیسم‌های زیربنایی پیچیده‌ای دارد.

افزایش نابرابری درآمد، قیمت کالاهای مصرف شده توسط فقرا را افزایش می‌دهد. شواهد غیر قابل انکار برای به دست آوردن چنین رابطه‌ای زیاد سخت نیست. در طول بیست سال گذشته، خانوارهای فقیر در آمریکا شاهد کاهش در درآمد نسبی خودشان و تغییرات نامطلوب در پیامدهای مسکن بوده‌اند (متلک و ویگدور، ۲۰۰۸)[6]. رودا (۱۹۹۴)، کویگلی و همکاران (۲۰۰۱)، و کویگلی و رافائل (۲۰۰۴)[7] رابطه مثبتی بین نابرابری درآمد و قیمت مسکن را نشان می‌دهند. مطالعه متلک و ویگدور (۲۰۰۸) نظریه‌ای درباره ارتباط نابرابری درآمد با توانایی خرید مسکن و آزمون ارتباط تجربی با استفاده از داده‌های ایالات متحده را فراهم کرده است.

استدلال می‌شود که عملکرد ثروتمندان در بازار مسکن بر روی تقاضای مسکن افراد کم‌درآمد تاثیر دارد. با افزایش درآمد، تقاضا برای مسکن به عنوان یک کالای نرمال، باید افزایش یابد. در اقتصاد به خاطر فرصت‌های محدود سرمایه‌گذاری و مالکیت نامناسب زمین‌های خصوصی، مسکن

---

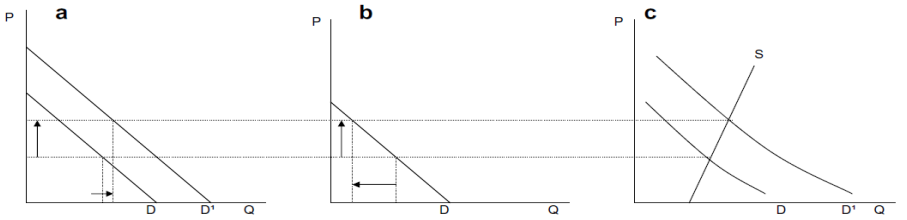
1. Nakajima (2005)
2. Maattanen and Tervio (2014)
3. Landvoigt et al (2015)
4. Piazzesi and Schneider (2009)
5. Wilkinson and Pickett (2009)
6. Matlack & Vigdor (2008)
7. Rodda (1994), Quigley et al (2001), and Quigley & Raphael (2004)

یک دارایی مطلوب برای اهداف سرمایه‌گذاری است. در نتیجه، کشش درآمدی تقاضای سرمایه‌ای مسکن بیشتر از کشش درآمدی تقاضای مصرفی و سرپناه است. در بازار مسکن، نابرابری بیشتر درآمد و کاهش قدرت خرید کم و میان‌درآمدها باعث می‌شود واحدهای مسکونی بیشتری توسط افراد پردرآمد خریداری شده و در نتیجه نرخ واحدهای مسکونی خالی افزایش می‌یابد. در این میان، افزایش درآمد خانوارهای ثروتمند قیمت تعادلی مسکن را بالاتر می‌برد چرا که قیمت در بازار املاک و دارایی مسکن تعیین می‌شود و در نتیجه، نسبت قیمت مسکن به درآمد با افزایش نابرابری درآمد، بالا می‌رود (متلک و ویگدور، ۲۰۰۸).

اگرچه رابطه مثبت بین نابرابری درآمد و نسبت قیمت مسکن به درآمد در طول زمان هیچ اثر علّی نشان نمی‌دهد، اما می‌توان نتیجه گرفت که افزایش نسبی درآمد خانوارهای ثروتمند، قیمت مسکن مناطق شهری را بالا برده و در نتیجه شرایط مسکن فقرا را بدتر می‌کند. از لحاظ تئوری، به راحتی می‌توان نشان داد که افزایش درآمد خانوارهای ثروتمند منجر به قیمت بالاتر مسکن شده و در نتیجه خرید مسکن برای خانوارهای کم درآمد در تعادل جزئی دشوارتر خواهد بود. مشابه مطالعه متلک و ویگدور (۲۰۰۸)، می‌توان خانوارها را به دو گروه مجزای پردرآمد و کم‌درآمد تقسیم کرد و تقاضای مسکن خانوارهای پردرآمد و خانوارهای کم‌درآمد در بازار مسکن را در نمودار ۱ به تصویر کشید. با فرض این‌که مسکن کالایی غیر همگن است، قسمت a نمودار تقاضای مسکن خانوارهای پردرآمد و قسمت b بازار مسکن در گروه درآمدی پایین و قسمت c تغییر متناسب تقاضای مسکن در کل بازار مسکن را نشان می‌دهد. تغییر تقاضا به خاطر رشد درآمد با فرض این‌که مسکن یک کالای نرمال است، صورت گرفته است. دو گروه درآمدی، میزان مسکن متفاوتی در بازار تقاضا می‌کنند، به این صورت که افراد متناسب با درآمد خود، تقاضا برای مسکن دارند. هر چه درآمد افزایش یابد کیفیت مسکن مورد استفاده افزایش می‌یابد. به عنوان یک مثال ساده، فرض کنیم دو نوع مسکن وجود دارد، که یکی از آن‌ها کالای پست و دیگری کالای با کشش درآمدی مثبت است. انتظار بر این است که در تعادل، مصرف‌کنندگان دارای درآمد پایین‌تر، مقدار نامناسبی از کالای پست را مصرف کنند، و بنابراین افزایش در درآمد گروه‌های دارای درآمد بالا، باعث افزایش تقاضا در قسمت a و تقاضا برای مسکن انتخاب شده توسط گروه درآمد پایین را در قسمت b کاهش دهد. بنابراین قیمت برای مسکن مورد استفاده گروه درآمدی پایین، بالا رفته و تقاضا برای مسکن در این گروه کاهش می‌یابد (ژانگ، ۲۰۱۵)[1].

[1]. Zhang (2015)

بنابراین، با توجه به این‌که عرضه مسکن تقریباً بی‌کشش است، افزایش در تقاضای مسکن که عمدتاً به خاطر افزایش تقاضای سفته‌بازی مسکن توسط پردرآمدهاست، منجر به قیمت تعادلی بالاتر مسکن برای همه خانوارها خواهد شد. در نتیجه، خانوارهای کم‌درآمد اکنون با قیمت‌های بالاتر مواجه شده و تقاضای مسکن کمتری خواهند داشت، همان‌طور که در قسمت b نشان داده شده است.



منبع: متلک و ویگدور، ۲۰۰۸

نمودار ۱: بازار مسکن

۲-۱- مدل نابرابری درآمد و قیمت مسکن

مدل ارائه شده در این بخش، مدل ساده مصرف‌کننده متلک و ویگدور (۲۰۰۸) را با مدلی که در آن تولیدکنندگان به طور بالقوه بخشی از انباشت سرمایه خود را در ساخت مسکن استفاده می‌کنند، ترکیب کرده و گسترش می‌دهد. مطلوبیت مصرف‌کنندگان از کالای شمارنده[۱] X و دارایی A تشکیل می‌شود، که بهترین آن دارائی زمین است، و یا به صورت کلی‌تر دارایی‌ای است که می‌تواند بدون هزینه به مسکن تبدیل شود. بنگاه‌ها از دارایی زمین (A) در ترکیب با نیروی کار و مقدار ثابت سرمایه فیزیکی (K) برای تولید کالای مرکب استفاده می‌کنند. عرضه نیروی کار افراد بی‌کشش است. نیروی کار خصوصیت یکسانی ندارد: افراد به دو گروه با مهارت بالا و مهارت پایین تقسیم می‌شوند، و بنگاه‌ها نیروی کارشان را به عنوان عوامل منحصر به فرد تولید تلقی می‌کنند. همه بازارها رقابتی هستند، و قیمت دارایی زمین (P) به طور درون‌زا تعیین می‌شود و دستمزد کارگران با مهارت بالا و پایین، W_H و W_L است. تابع تولید کل در اقتصاد از نوع کاب داگلاس، با بازده ثابت نسبت به مقیاس به صورت زیر است:

---

[۱]. کالای شمارنده یا کالای مبنای سنجش؛ در نظریه تعادل عمومی، numeraire کالائی است که قیمت آن یک فرض می‌شود و قیمت سایر کالاها بر اساس آن تعیین می‌گردد. بنابراین برای یافتن قیمت‌های نسبی قیمت تمام کالاها را بر قیمت کالای مبنا تقسیم می‌کنند.

$$X = H^{\alpha}L^{\beta}A^{\phi}K^{1-\alpha-\beta-\phi} \quad (۱)$$

که در آن H و L به ترتیب به تعداد کل کارگران با مهارت بالا و پایین در اقتصاد اشاره دارد. مطلوبیت افراد نیز به شکل تابع کاب-داگلاس در نظر گرفته می‌شود:

$$U(X, A) = X^{\gamma}A^{\delta} \quad (۲)$$

فرض می‌شود مطلوبیت مستقل از گروه کارگر است و بنگاه‌ها بر اساس رفتار حداکثرسازی سود عمل می‌کنند. در هر دو تابع مقدار کل دارائی زمین قابل تبدیل به مسکن A در اقتصاد در سطح $\overline{A}$ ثابت و مقدار کل سرمایه فیزیکی K نیز ثابت است. افراد با عرضه نیروی کار و به عبارتی کار کردن درآمد دریافت می‌کنند، و صاحب دارایی زمین A و همین‌طور صاحب سرمایه فیزیکی غیر قابل تبدیل K می‌شوند.

معادلات (۱) و (۲) همراه با قید محدودیت مقدار ثابت زمین و قید محدودیت بودجه مصرف‌کننده، سیستم ۱۲ معادله و ۱۲ مجهول را به دست می‌دهد. متغیرهای درون‌زا شامل دارائی زمین قابل تبدیل به مسکن A، مصرف سایر کالاهای مرکب X برای هر گروه از خانوارها، دستمزد هر گروه از خانوارها، قیمت زمین، مقدار تولید کل، میزان زمین مورد استفاده در تولید، و دو ضریب لاگرانژ مرتبط با قیدهای محدودیت بودجه برای هر نوع خانوار است. با حل این معادلات، قیمت تعادلی زمین بدست می‌آید:

$$P = \phi H^{\alpha} L^{\beta} \left(\frac{\gamma\phi}{\gamma\phi+\delta}\bar{A}\right)^{\phi-1} K^{1-\alpha-\beta-\phi}. \quad (۳)$$

با مشاهده این معادله می‌توان دریافت که قیمت زمین برابر است با تولید نهایی زمین در تابع تولید. بنابراین معادله (۳) مشتق معادله (۲) نسبت به A است، و در عبارت مقدار تعادلی زمین مورد استفاده در تابع تولید جای‌گذاری می‌شود. مقدار زمین مورد استفاده در تولید، برابر با نسبتی از مقدار کل زمین موجود است (کسر داخل پرانتز در معادله ۳). این نسبت بستگی به تکنولوژی تولید و سلیقه نسبی مصرف‌کننده برای زمین دارد. این کسر به یک نزدیک می‌شود هرگاه مصرف‌کنندگان مقدار کمتری از زمین را استفاده کنند ($0\delta \rightarrow$)، و برابر با یک است اگر مصرف‌کنندگان از زمین در تابع تولید استفاده نکنند ($0\delta =$) و برابر با صفر است هرگاه اهمیت زمین در تولید کاهش یابد (مستقل از تولید، $\phi=0$)، و کسر به ϕ (بهره‌وری زمین) نزدیک می‌شود

هرگاه استفاده مصرف‌کنندگان از زمین در حال افزایش باشد. اگر مصرف‌کنندگان از کالای مرکب استفاده نکنند، آن‌گاه 0γ = خواهد بود. به طور مشابه، دستمزد تعادلی کارگران غیر ماهر نیز به صورت معادله ۴ به دست می‌آید:

$$W_L = \beta H^{\alpha} L^{\beta-1} \left(\frac{\gamma\phi}{\gamma\phi+\delta}\bar{A}\right)^{\phi} K^{1-\alpha-\beta-\phi}. \qquad (۴)$$

تاثیر تغییر نابرابری درآمد بر درآمد کارگران غیر ماهر را با این فرض که این کارگران نه دارایی قابل تبدیل و نه سرمایه دارند، می‌توان از طریق معادله ۴ بدست آورد. کاهش β **Error! Bookmark not defined.**همراه با افزایش بازدهی هر عامل دیگر کارگران غیر ماهر را در شرایط بدتری قرار خواهد داد، مگر اینکه K نسبت به L بسیار بزرگتر باشد. افزایش α**Error! Bookmark not defined.**، با ثابت در نظر گرفتن β**Error! Bookmark not defined.**، ممکن است درآمد کارگران غیر ماهر را افزایش یا کاهش دهد که بسته به کمبود نسبی نهاده‌هایی است که بهره‌ورتر هستند. برای مثال، افزایش خالص α، برای کارگران غیر ماهر مفید است اگر $H > K$ باشد.

به طور خلاصه، مدل‌های ساده تعادل جزئی بازار مسکن نشان می‌دهند که افزایش نابرابری درآمد، اثر منفی بر نتایج مسکن فقرا خواهد داشت، و تأثیر آن به طور معکوس با کشش قیمتی عرضه تغییر می‌کند (هر چه کشش قیمتی عرضه بیشتر باشد، تاثیر منفی افزایش نابرابری درآمد بر درآمد خانوارهای کم‌درآمد، کمتر خواهد بود). مدل‌های تعادل جزئی با ترکیب تمایز تولید مسکن می‌توانند نتیجه‌گیری متضادی تولید کنند. مدل‌های تعادل عمومی نشان می‌دهند که ماهیت افزایش نابرابری یک عامل تعدیل مهم بوده و حتی در صورت عدم وجود ناهمگنی مسکن، می‌تواند نتایج مبهمی داشته باشد.

۳-پیشینه تحقیق

در مطالعات داخلی پژوهشی که در مورد موضوع این تحقیق باشد به ندرت پیدا می‌شود، اما در یک مطالعه صورت گرفته؛ گلی و حیدری (۱۳۹۵) با استفاده از داده‌های در سطح خرد خانوار مرکز آمار در بازه زمانی۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳، به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن خانوارهای کم‌درآمد در بخش شهری استان‌های مختلف می‌پردازند. نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد باعث کاهش درآمد پسماند، افزایش نسبت اجاره به

درآمد و کاهش استفاده از مسکن در خانوارهای فقیر می‌شود؛ در حالی که رابطه مذکور برای خانوارهای ثروتمند برعکس است. اما افزایش تنوع مسکن باعث کاهش اثرگذاری نابرابری درآمد بر دسترسی به مسکن می‌شود.

قادری (۱۳۹۵) در مقاله‌ای با هدف اندازه‌گیری وُسع مالی خرید مسکن در شهرهای ایران و با استفاده از سیستم مخارج خطی بسط یافته (ELES) و داده‌های درآمد و هزینهٔ تعداد ۱۸ هزار و ۸۸۵ خانوار نمونه شهری ایران در سال ۱۳۹۳، توان مالی این خانوارها را در قالب ده دهک درآمدی محاسبه می‌کند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد در هفت دهک پایین درآمدی، متوسط حداقل مخارج مصرفی بیشتر از متوسط درآمد است.

قلی‌زاده و قنبری (۱۳۹۶) اثر دارایی مسکن بر هر یک از اجزای هزینه‌های مصرفی خانوار در کنار سایر عوامل مؤثر بر مصرف از جمله درآمد ملی و ثروت مالی را برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۳ مورد بررسی قرار می‌دهند. یافته‌های پژوهش حکایت از آن دارد که در تمام موارد دارایی مسکن اثر مثبت و معنی‌داری بر اجزای هزینه‌های مصرفی خانوار دارد و در اکثر موارد دارای اثر قوی‌تری از ثروت مالی بر هر یک از اجزای هزینه‌های مصرفی خانوار می‌باشد.

به چند نمونه از مطالعات تجربی انجام گرفته در دیگر کشورها هم اشاره‌ای صورت می‌گیرد:

متلک و ویگدور (۲۰۰۸) در مقاله‌ای ارتباط بین نابرابری درآمد و استطاعت مالی خرید مسکن را با استفاده از داده‌های ایالات متحده آزمون می‌کنند. آن‌ها معتقدند که ارتباط بین نابرابری درآمد و توانایی تامین مالی مسکن خانوارهای کم‌درآمد در تعادل جزئی منفی بوده اما در تعادل عمومی کمی پیچیده است، و شواهد تجربی در حمایت از استدلال تعادل جزئی را بیان می‌کنند.

ماتانن و ترویو (۲۰۱۴) چارچوبی برای بررسی رابطه بین توزیع درآمد و توزیع قیمت مسکن با مدل تخصیص خانوارهای با درآمدهای ناهمگن و واحدهای مسکونی باکیفیت ناهمگن ارائه می‌دهند. برای برآورد تاثیر نابرابری درآمد بر توزیع قیمت مسکن، مدلی را برای ۶ منطقه شهری آمریکا بکار گرفته و در می‌یابند که افزایش نابرابری درآمد بین سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۷ بر متوسط قیمت مسکن در ۶ منطقه شهری آمریکا تاثیر منفی داشته است.

چانچان ژانگ[1] (۲۰۱۵) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۹، رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد در چین را بطور تجربی آزمون می‌کند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که نابرابری درآمد؛ هزینه‌های بالاتر مسکن، فضای سرانه

[1]. Chuanchuan Zhang (2015)

کوچکتر برای زندگی و ازدحام بیشتر برای مسکن و کیفیت پایین‌تر مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد شهری را به دنبال دارد.

ژانگ و همکاران[1] (۲۰۱۶) استدلال می‌کنند که نابرابری درآمد یکی از عوامل مهم تاثیرگذار بر هر دو شاخص نسبت قیمت مسکن به درآمد[2] (HPIR) و نرخ واحدهای مسکونی خالی[3] (HVR) در چین است. آن‌ها نشان می‌دهند که با ثابت نگه داشتن عوامل دیگر، حدود ۶٪ از افزایش نسبت قیمت مسکن به درآمد و ۱۰٪ از افزایش در نرخ واحدهای مسکونی خالی در طول سال‌های مذکور را می‌توان به افزایش ضریب جینی نسبت داد.

ژانگ (۲۰۱۶) در مقاله خود رابطه متقابل بین نابرابری درآمد و قیمت مسکن در چین از ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۲ را با استفاده از مدل بازار ناقص با خانوارهای ناهمگن بررسی می‌کند. وی نشان می‌دهد که افزایش انگیزه ثروتمندان برای سرمایه‌گذاری در مسکن باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود. در واقع وی بیان می‌کند که نابرابری درآمد دارای اثر معناداری بر قیمت مسکن است.

اولگا بارانف (۲۰۱۶)[4] در مطالعه‌ای برای شهر سانفرانسیسکو نشان می‌دهد زمانی که نابرابری درآمد افزایش می‌یابد، قیمت مسکن روند افزایشی خواهد داشت و دسترسی به مسکن برای خانوارهای ضعیف با مشکل مواجه خواهد شد.

بن‌شهر و همکاران[5] (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با عنوان "استطاعت مالی خرید مسکن و نابرابری: رویکرد مصرف تعدیل شده"، با استفاده از داده‌های خرد خانوارهای سرزمین‌های اشغالی در دوره ۱۹۹۸-۲۰۱۵، کاهش چشم‌گیر کیفیت و مصرف مسکن ناشی از کاهش استطاعت مالی خرید در این مناطق را بررسی می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد با افزایش معیار نابرابری ضریب جینی، استطاعت مالی خرید مسکن خانوارها کاهش می‌یابد. آن‌ها همچنین نشان می‌دهند که روند افزایشی قیمت مسکن و افزایش اخیر درآمد افراد در سرزمین‌های اشغالی باعث چالش بیشتری در استطاعت مالی خرید مسکن برای مصرف، به ویژه در مناطق حاشیه‌ای شده است.

1. Zhang et al (2016)
2. Housing Price-to-Income Ratio
3. Housing Vacancy Rate
4. Olga Baranoff
5. Ben-Shahar et al (2018)

۴- روش‌شناسی و تحلیل داده‌ها

در اغلب کشورهای در حال توسعه داده‌های پانلی برای بررسی وضعیت خانوارهای مختلف در طی زمان وجود ندارد؛ اما داده‌های مقطعی معمولاً در بیشتر کشورها موجود هستند. به همین جهت محققین برای بررسی وضعیت خانوارهای مختلف از داده‌های مقطعی کمک می‌گیرند. با استفاده از داده‌های مقطعی می‌توان یک نمونه‌ی تصادفی از خانوارها را در طی زمان دنبال کرد؛ اما نمی‌توان با استفاده از این داده‌ها مجموعه‌ی مشخصی از خانوارها را در طی سال‌های متوالی مورد بررسی قرارداد. به همین دلیل دیتون[1] در سال ۱۹۸۵ پیشنهاد کرد که در صورت عدم دسترسی به داده‌های پانلی می‌توان با استفاده از داده‌های مقطعی متوالی یا تکرار شده[2]، داده‌های شبه‌پانل (شبه تابلویی)[3] را ایجاد کرد. در این روش نسل‌هایی بر اساس بررسی‌های مقطعی متوالی فراهم می‌شود. در واقع این مدل متشکل از یک سری مقاطع در طی دوره‌های زمانی مختلف است که هر مقطع بر اساس محدوده‌ی سنی تعیین شده مورد ردیابی قرارمی‌گیرد. در هر مقطع داده‌ها به یک سری از گروه‌های سنی، هرکدام با محدوده‌ی سنی برابر بین‌دوره‌های زمانی طبقه‌بندی می‌شوند. در این مدل برای تخمین روابط اقتصادی از مقادیر میانگین متغیر نسل‌ها استفاده می‌شود و هر نسل یک سری زمانی از میانگین متغیر مشاهدات را در طی زمان دنبال می‌کند. هر نسل می‌تواند بر اساس یک یا ترکیبی از چند ویژگی از خانوار ساخته شود به‌طور مثال ویژگی سن، تحصیل، شغل و از این قبیل (دیتون، ۱۹۸۵).

۴-۱- اقتصادسنجی داده‌های مقطعی متوالی و مدل شبه‌پانل

برای نشان دادن مدل شبه‌پانل، یک مدل خطی بر اساس معادله (۵) لازم است که در آن y نشان‌دهنده متغیر وابسته در طول مقطع و زمان باشد:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \mu_t + \theta_i + u_{it} \qquad (۵)$$

در رابطه (۵) مدل رگرسیون با اثرات ثابت تصریح شده است که در آن i اشاره به خانوار یا فرد و t نشان‌دهنده زمان است و منظور از μ_t متغیرهای مجازی برای سال و θ_i نیز اثرات ثابت متعلق به هر

1. Deaton
2. Repeated Cross-Sectional Data
3. Pseudo Panel

فرد است. در صورت نبود اثرات ثابت در رابطه (۵) این امکان وجود دارد که با میانگین‌گیری از همه خانوارهای متعلق به هر نسل در هر سال به معادله‌ای برای میانگین نسل‌ها دست یافت. با وجود اثرات ثابت، رابطه فوق برای میانگین نسل‌های جامعه برقرار است. با این تفاوت که اثرات ثابت نسلی جایگزین اثرات ثابت فردی می‌شود. با این وجود، اگر در رابطه (۵) از افراد هر نسل که از سالی به سال دیگر متفاوت هستند، میانگین گرفته شود، اثرات ثابت دیگر ثابت نخواهند بود. زیرا این اثرات، میانگین اثرات ثابت خانوارهای مختلف در هر سال هستند. به این دلیل امکان حذف اثرات ثابت نسل با تفاضل‌گیری وجود ندارد. رویکرد جایگزین، بررسی میانگین‌های (غیر قابل مشاهده) جامعه برای هر نسل است. در این صورت رابطه (۵) برای هر نسل تعریف می‌شود که در آن میانگین‌های جامعه در نسل‌ها توسط c مشخص می‌شود. بنابراین با تبدیل i به c رابطه دیگری به صورت معادله (۶) بازنویسی می‌شود:

$$y_{ct} = \alpha + \beta x_{ct} + \mu_t + \theta_c + u_{ct} \qquad (۶)$$

در این حالت برای حذف اثرات ثابت می‌توان از تفاضل مرتبه اول استفاده کرد:

$$\Delta y_{ct} = \Delta\mu_t + \beta\Delta x_{ct} + \Delta u_{ct} \qquad (۷)$$

که در آن جمله نخست در هر سال معینی ثابت است. اگرچه این فرآیند، اثرات ثابت را حذف کرده است اما اگر Δx و Δy در رابطه (۷) با تغییرات مشاهده شده در میانگین‌های نمونه جایگزین شوند مسئله خطا در متغیر[1] ایجاد می‌شود که باعث تورش در تخمین‌ها می‌گردد. چند روش برای حل این مشکل وجود دارد. یک روش این است که، همان‌طور که از نمونه برای تخمین میانگین جامعه نسل‌ها استفاده شد، انحراف معیار را نیز می‌توان از نمونه بدست آورد. این تخمین نشان‌دهنده واریانس خطای اندازه‌گیری است. برای رابطه (۷) با وارد کردن جملات خطا نتیجه زیر برای میانگین نمونه‌ها حاصل می‌شود:

$$\Delta\bar{y}_{ct} = \Delta y_{ct} + \varepsilon_{1ct} - \varepsilon_{1ct-1} \qquad (۸)$$
$$\Delta\bar{x}_{ct} = \Delta x_{ct} + \varepsilon_{2ct} - \varepsilon_{2ct-1}$$

[1]. Error-in-Variable

که در آن ε_{1ct} و ε_{2ct} خطاهای نمونه‌گیری در میانگین نسل‌ها هستند. از آن‌جا که نمونه‌گیری در هر سال به طور مستقل انجام می‌شود، این جملات در طول زمان مستقل از یکدیگر هستند، لذا واریانس و کوواریانس آن‌ها - σ_1^2، σ_2^2 و σ_{12} - به سادگی قابل محاسبه است. از رابطه (۸) مشخص است که واریانس و کوواریانس میانگین نسل‌های نمونه با واریانس و کوواریانس خطای نمونه‌گیری بزرگتر خواهد شد، در نتیجه تخمین پارامتر β به صورت معادله (۹) خواهد بود:

$$\tilde{\beta} = \frac{cov(\Delta\bar{x}_{ct},\Delta\bar{y}_{ct})-\sigma_{12t}-\sigma_{12t-1}}{var(\Delta\bar{x}_{ct})-\sigma_{2t}^2-\sigma_{2t-1}^2} \qquad (۹)$$

برای درک بهتر رابطه (۹) فرض شده است که تنها دو دوره t و t-1 وجود دارد. انحراف معیار برای رابطه (۹) را می‌توان با استفاده از روش بوت استراپ[1] یا روش دلتا محاسبه کرد. از آن‌جا که نمونه‌های متوالی به طور مستقل تهیه می‌شوند، تغییرات در میانگین نسل‌ها از دوره t-2 به t-1 مستقل از تغییرات دوره t به t+1 خواهد بود. اگر تعداد نمونه‌ها در هر نسل به اندازه کافی بزرگ باشند، میانگین‌ها به درستی تخمین زده می‌شوند. لذا خطای نمونه‌گیری به علت کوچک بودن قابل چشم‌پوشی است و برای اطمینان از نتایج رگرسیون می‌توان انحراف معیار میانگین نسل‌ها را بررسی کرد و در صورت وجود مشکل می‌توان اندازه‌ی نسل‌ها را افزایش داد. به عنوان مثال از نسل‌های پنج ساله به جای نسل‌های یک ساله استفاده کرد (دیتون، ۱۹۹۷).

۴-۲- روش گردآوری اطلاعات و توصیف داده‌ها

طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی یکی از قدیمی‌ترین طرح‌های آماری مهم و گسترده در کشور است که با قدمتی ۵۰ ساله توسط مرکز آمار ایران اجرا می‌شود.
مدل این تحقیق با ۲۵ دوره زمانی و ۱۲نسل سنی، بررسی تاثیر نابرابری درآمد بر قدرت خرید مسکن از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ و برای ۷ کلان‌شهر تهران، کرج، مشهد، اصفهان، تبریز، شیراز و اهواز می‌باشد که تنها شامل بخش شهری است. در این مدل، هر گروه سنی در بازه زمانی ۵ سال تقسیم‌بندی شده است. سپس بر اساس محدوده میانگین سنی خانوارها (محدوده میانگین سنی سرپرست خانوار ۲۱ تا ۷۰ سال است) کوهورت‌بندی صورت گرفته است. دامنه سنی برای مشاغل از سن ۱۵ تا ۷۰ سالگی در نظر گرفته می‌شود که از طرف سازمان بین‌المللی کار دوره‌ای است که

[1]. Boot Strap

افراد شاغل می‌شوند. علت این‌که بازه سنی بین ۲۱ تا ۷۰ سال انتخاب شده، این است که در بین بازه سنی ۱۵ تا ۲۰ سال تعداد مشاهدات کافی نبوده است. مقدار میانگین مخارج واقعی (مخارج اسمی با قیمت ثابت سال ۹۵ تعدیل شده‌اند) در طی زمان‌های مختلف مورد ردیابی قرارگرفته است. به عنوان مثال در جدول (۱) پیوست، نسل اول در سال ۱۳۷۰ مربوط به خانوارهایی است که دارای سن۵۶ تا ۶۰ سال هستند. در رویکرد شبه‌پانل همواره در فاصله سنی بیان شده، سن متوسط در نظر گرفته می‌شود. بر اساس رابطه (۱۰) به خانوارهای درون این نسل سن متوسط ۵۸ سال نسبت داده می‌شود.

$$Age=year-cohort-1 \qquad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، year: سال انجام نمونه‌گیری، cohort: سال تولد سرپرست خانوار و age: سن متوسط سرپرست خانوار در سال مورد نظر است. در رویکرد شبه‌پانل، پویایی مدل مربوط به ردیابی خانوارها در طی زمان است. به عبارت دیگر، در نسل سنی ساخته شده باگذشت زمان در هر سال، یک واحد به متوسط سنی سرپرست خانوار اضافه می‌شود که نشان‌دهنده پویایی این روند است. به عنوان مثال، اگر نسل اول در طی زمان مورد ردیابی قرار گیرد، در هر سال یک واحد به متوسط سنی اضافه می‌شود. آخرین مشاهده در این نسل مربوط به سال ۱۳۸۰ می‌باشد. این حالت به این معنا است که اگر مشاهدات مربوط به نسل اول در طی سال ۱۳۸۱ ردیابی شوند، در این صورت، سن متوسط سرپرست خانوارها ۷۱ سال می‌شود. با توجه به متوسط سنی ۲۱ تا ۷۰ سال، متوسط سن ۷۱ سال، از این دامنه خارج می‌شود و این خانوارها جزء مشاهدات محسوب نمی‌شوند. بنابراین مشاهدات مربوط به سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴ از این دامنه خارج می‌شوند و خانه‌های مربوط به این سال‌ها خالی می‌ماند. در این مدل، پوشش خانوارهای شهری در سال‌های مختلف متفاوت است. بیشترین حجم خانوارهای کلان‌شهرها مربوط به سال۱۳۷۴ با ۸۵۸۵ مشاهده است.کمترین تعداد خانوارهای کلان‌شهرها مربوط به سال ۱۳۸۸ با ۱۲۱۰ مشاهده است. با وجود تفاوت در اندازه نمونه‌ها در سال‌های مختلف، نمونه‌ها در هر دوره نماینده کل جمعیت هستند (جداول ۱ و ۲ پیوست).

در این‌جا گروه‌های خانوار به صورت پویا مورد بررسی قرار خواهد گرفت. متغیرهای مورد بحث در این مطالعه؛ درآمد دائمی سرپرست خانوار، وضعیت فعالیت سرپرست خانوار، اندازه خانوار،

وضعیت تحصیلی سرپرست خانوار و شاخص نابرابری درآمد و درآمد دهک‌های اول تا پنجم توزیع درآمد خانوار می‌باشد.

اما برای داشتن نتیجه بهتر در برازش، می‌توان به جای استفاده از متغیر درآمد، از متغیر درآمد دائمی سرپرست خانوار به عنوان یک متغیر مستقل مهم استفاده کرد. با این فرض که درآمد جاری هر خانوار تابعی از سرمایه‌های انسانی و فیزیکی آن خانوار است، تابع درآمد دائمی خانوارها تخمین زده می‌شود. با تخمین تابع درآمد جاری و به دست آوردن ارزش تخمینی درآمد جاری، درآمد دائمی خانوار به دست می‌آید. به عبارت دیگر با برازش متغیر درآمد جاری بر متغیرهای مؤثر در شکل‌دهی سرمایه انسانی و فیزیکی خانوارها از روش OLS[1] و استفاده از ضرایب برآورد شده می‌توان درآمد دائمی برای هر خانوار را به دست آورد. در این روش متغیرهایی چون سن، جنسیت، سطح تحصیلات، اشتغال سرپرست خانوار، تعداد افراد شاغل، تعداد افراد باسواد خانوار و اتومبیل داشتن خانوار به عنوان متغیرهای مؤثر بر شکل‌دهی سرمایه انسانی و فیزیکی و تأثیرگذار بر درآمد مورد استفاده قرار گرفته است (قلی زاده و خاکسار، ۱۳۸۲).

یکی از عوامل کاهش استطاعت مالی خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد، افزایش قیمت مسکن است. با نگاهی به روند قیمت مسکن می‌توان دریافت که در ادوار گذشته خرید مسکن راحت‌تر بود و با گذشت هر سال خریدآن سخت‌تر شده است، به‌گونه‌ای که می‌توان یکی از مهم‌ترین دلایل رکود مسکن در سال‌های اخیر را کاهش قدرت خرید مسکن دانست. طبق داده‌های بانک مرکزی، درآمد هر خانوار در ۱۵ سال گذشته (به طور سالانه) حدوداً ۲۰ درصد رشد داشته است، اما متوسط رشد سالانه قیمت مسکن در همین بازه زمانی، رقمی معادل ۳۴ درصد بوده است. طبیعی است که قدرت خرید هر خانوار کاهش یافته است. در نمودار (۲) ملاحظه می‌شود قدرت خرید هر متر مسکونی در ۱۵ سال گذشته توسط هر خانوار صرفاً کاهنده نبوده و حتی در چند سال گذشته افزاینده نیز بوده است. در سال ۱۳۷۹ یک خانوار ایرانی (به‌طور متوسط) با تمام درآمد خود می‌توانست ۲۷.۵ متر خانه مسکونی در شهر تهران بخرد که در طی سال‌های گذشته این رقم کمتر شده است. این رقم در سال ۸۷ به ۶ متر رسید و بعد از آن رشد نسبتاً خوبی داشت. در حال حاضر این قدرت خرید نسبت به سال ۸۷ حدودا ۴۰ درصد رشد پیدا کرده و برای سال ۹۴ به رقمی معادل ۸.۵ متر رسیده است (گزارش اقتصادی بانک مرکزی، ۱۳۹۴).

[1]. Ordinary Least Square

منبع: بانک مرکزی (ر. پ).

نمودار ۲: قدرت خرید مسکن به متر مربع

۴-۳- تصریح مدل و معرفی متغیّرها

مدل مورد مطالعه برای بررسی تاثیر نابرابری درآمد بر استطاعت مالی خرید مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد، برگرفته از مدل متلک و ویگدور (۲۰۰۸) و ژانگ (۲۰۱۵) می‌باشد که با برآورد معادله (۱۱) بدان پرداخته می‌شود:

$$H_{ijt} = \alpha + \beta Z_{jt} + \lambda X_{ijt} + c_j + y_t + u_{ijt}. \qquad (۱۱)$$

که در آن H_{ijt} متغیر وابسته می‌باشد که می‌تواند لگاریتم درآمد پسماند (باقیمانده)، نسبت اجاره به درآمد (RIR)[1] و یا لگاریتم فضای مورد استفاده مسکن به متر مربع برای هر نفر باشد. Z_{jt} شاخص نابرابری درآمد در شهر jام در سال t است (این شاخص ضریب جینی gini است که در سطح کلان‌شهرها با استفاده از داده‌های بودجه خانوار مرکز آمار محاسبه شده است)، X_{ijt} مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل شامل اندازه (بعد) خانوار، وضعیت تأهل، جنسیت سرپرست خانوار، و درآمد دائمی خانوار و ... است. c_j و y_t به ترتیب دلالت بر اثرات ثابت شهر و اثرات ثابت سال دارد. u_{ijt} جمله خطا است.

[1]. Rent-to-Income Ratio

متغیر وابسته (H_{ijt}) در رابطه (۱۱)، شامل دو متغیر درآمد پسماند و فضای مورد استفاده مسکن به متر مربع برای هر نفر است. درآمد پسماند تحت عنوان مخارج غیر مسکن خانوارها به صورت کسر هزینه اجاره از درآمد در طول سال محاسبه شده است. درآمد پسماند تغییرات نرخ تغییر در درآمد و اجاره را اندازه‌گیری می‌کند. شاخص دیگر فضای مورد استفاده برای هر نفر در خانوار را نشان می‌دهد. این شاخص بیشتر بر ناهمگن بودن مسکن تاکید می‌کند. خانوارهای ثروتمند و فقیر با توجه به سطح درآمد خود متراژ متفاوتی از مسکن را استفاده می‌کنند. مثبت بودن هر کدام از ضرایب در معادله متراژ سرانه نشان دهنده افزایش کیفیت مسکن استفاده شده است. با توجه به مبانی نظری و تحقیقات پیشین، مدل بکارگرفته شده در این تحقیق مدل تعمیم یافته معادله (۱۱) است که فرم کلی آن به صورت روابط (۱۲) و (۱۳) می‌باشد:

$$\overline{LnPS}_{ct} = \gamma + \beta_1 \mathrm{gini}_{ct} + \beta_2 \overline{\mathrm{age}}_{ct} + \beta_3 \overline{\mathrm{age2}}_{ct} + \beta_4 \overline{\mathrm{nl}}_{ct} + \beta_5 \overline{\mathrm{ne}}_{ct} + \beta_6 \overline{size2}_{ct} + \beta_7 \overline{\mathrm{yd}}_{ct} + \alpha_c + \overline{\mathrm{U}}_{ct} \quad (۱۲)$$

$$\overline{LnRI}_{ct} = \gamma + \beta_1 \mathrm{gini}_{ct} + \beta_2 \overline{\mathrm{age}}_{ct} + \beta_3 \overline{\mathrm{age2}}_{ct} + \beta_4 \overline{\mathrm{nl}}_{ct} + \beta_5 \overline{\mathrm{ne}}_{ct} + \beta_6 \overline{size2}_{ct} + \beta_7 \overline{\mathrm{yd}}_{ct} + \alpha_c + \overline{\mathrm{U}}_{ct} \quad (۱۳)$$

معادلات (۱۲) و (۱۳) بر اساس میانگین کوهورت برای هر سال است؛ که در آن c نشان‌گر گروه سنی، t زمان، γ اثرات ثابت کوهورت است. α_c ناهمگنی مشاهده نشده‌ی افراد (مانند توانایی‌ها و انگیزه‌های فردی) و $\overline{\mathrm{U}}_{ct}$ میانگین اجزای خطا است که دارای میانگین صفر و واریانس مشخص در هر دوره زمانی است. β_i پارامترهایی هستند که باید برآورد شوند. از این رو

$\overline{LnPS}_{ct}$: میانگین لگاریتم فضای سرانه فرد به متر مربع در گروه سنی c در زمان t

$\overline{LnRI}_{ct}$: میانگین لگاریتم درآمد پسماند (باقیمانده) در گروه سنی c در زمان t

gini_{ct}: ضریب جینی در گروه سنی c در زمان t

$\overline{\mathrm{age}}_{ct}$: میانگین سن سرپرست خانوار در گروه سنی c در زمان t

$\overline{\mathrm{age2}}_{ct}$: مربع میانگین سن سرپرست خانوار در گروه سنی c در زمان t

$\overline{\mathrm{nl}}_{ct}$: میانگین سال‌های آموزش در گروه سنی c در زمان t

$\overline{\mathrm{ne}}_{ct}$: میانگین تعداد افراد شاغل در هر خانوار در گروه سنی c در زمان t

$\overline{size2}_{ct}$:: میانگین مربع تعداد اعضای خانوار به عنوان اثرات ازدحام در گروه سنی c در زمان t

$\overline{\mathrm{yd}}_{ct}$: میانگین درآمد دائمی خانوار به ریال در گروه سنی c در زمان t

در جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای بکار رفته در مدل اعم از شاخص‌های مرکزی و پراکندگی ارائه شده است. بررسی نتایج کمی نشان می‌دهد که میانگین و انحراف معیار متغیرهای وابسته و مستقل از توزیع مناسبی برخوردار می‌باشد. مقدار میانگین متغیر لگاریتم فضای سرانه برابر با **۳.۰۹۴** است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. به دلیل مقیاس متفاوت متغیرهای تحقیق، مقایسه شاخص‌های مرکزی متغیرهای تحقیق امکان‌پذیر نبوده و تفسیر درستی ارائه نمی‌دهد.

جدول ۱: ویژگی‌های آماری متغیرهای مدل

شاخص‌های آماری / متغیرها	تعداد مشاهدات	میانگین	حداکثر مقدار	حداقل مقدار	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
$\overline{LnPS}_{ct}$	۲۲۰	۳/۰۹۴	۳/۵۸۱	۲/۶۵۰	۰/۲۰۱	۰/۴۰۴	۲/۶۴
$\overline{LnRI}_{ct}$	۲۲۰	۱۹/۲۶۹	۱۹/۸۹۲	۱۸/۴۷۰	۰/۲۸۸	-۰/۲۵۸	۲/۶۱
gini_{ct}	۲۲۰	۰/۳۵۳	۰/۴۵۱	۰/۲۶۶	۰/۰۳۲	-۰/۱۲۲	۲/۸۴
$\overline{\mathrm{age}}_{ct}$	۲۲۰	۴۴/۹۲۸	۶۸/۴۱	۲۳/۵۷۹	۱۲/۸۴۳	۰/۰۴۳	۱/۸۱
$\overline{\mathrm{age2}}_{ct}$	۲۲۰	۲۱۸۴/۷۸	۴۶۸۱/۸	۵۵۷/۷۷	۱۱۷۰/۶۳	۰/۳۸۳	۱/۹۶
$\overline{\mathrm{nl}}_{ct}$	۲۲۰	۳/۳۵۰	۴/۹۷۳	۱/۸۷۶	۰/۸۷۱	۰/۰۴۳	۱/۸۷
$\overline{\mathrm{ne}}_{ct}$	۲۲۰	۱/۱۵۱	۱/۶۰۵	۰/۵۴۷	۰/۱۸۰	-۰/۳۲۷	۳/۶۹
$\overline{size2}_{ct}$	۲۲۰	۱۸/۰۸۱	۳۹/۷۹۰	۵/۶۰۱	۷/۹۶۰	۰/۷۱۸	۲/۸۳
$\overline{\mathrm{yd}}_{ct}$	۲۲۰	۳۵۰,۰۰۰,۰۰۰	۵۹۶,۰۰۰,۰۰۰	۱۵۱,۰۰۰,۰۰۰	۹۲,۶۰۰,۰۰۰	۰/۱۴۴	۲/۳۵

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۴- بررسی فروض رگرسیون

قبل از آزمون فرضیه‌ها و برآورد مدل‌های این تحقیق، لازم است مانایی[1] متغیرهای مورد استفاده در مدل بررسی شود. زیرا نامانایی متغیرها چه در مورد سری‌های زمانی و چه در مورد داده‌های پانل، باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. برای این منظور از آزمون‌های مختص بررسی مانایی داده‌های پانلی استفاده می‌کنیم. جدول (۲) مقادیر هر یک از آزمون‌های مربوط برای متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود که تمام متغیرها در سطح مانا هستند.

[1]. Stationary

جدول ۲: نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد پانلی (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ)

متغیّرها	Harris-Tzavalis		ADF- FISHER Chi-square		Levin, Lin & Chu		Im-Pesaran-Shin	
	سطح احتمال	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	آماره محاسبه شده
$\overline{LnRI}_{ct}$	۰/۰۷۲۷	-۱/۴۵۶۲	۰/۰۰۰۵	۴۱/۲۶۷۸	۰/۰۰۰۲	-۷/۵۷۱۵	۰/۰۰۰۰	-۳/۳۵۰۸
$\overline{LnPS}_{ct}$	۰/۰۰۰۵	-۳/۲۸۰۰	۰/۰۰۵۷	۳۳/۸۶۹۳	۰/۰۰۴۶	-۴/۴۷۲۳	۰/۰۱۱۶	-۲/۲۹۴۷
$\overline{age}_{ct}$	۰/۰۰۰۰	-۴/۵۰۲۹	۰/۰۰۱۷	۳۷/۵۸۳۷	۰/۰۰۰۰	-۷/۸۶۸۰	۰/۰۰۰۶	-۲/۵۸۷۸
$\overline{age2}_{ct}$	۰/۰۰۰۰	-۴/۸۹۱۴	۰/۰۰۲۶	۳۶/۳۷۱۴	۰/۰۰۰۰	-۷/۶۶۶۹	۰/۰۰۰۸	-۲/۵۵۲۹
$\overline{ne}_{ct}$	۰/۰۰۸۷	-۲/۳۷۸۵	۰/۲۰۵۵	۲۰/۳۳۵۰	۰/۰۳۴۹	-۱/۸۱۳۷	۰/۰۴۸۵	-۲/۰۷۳۶
$\overline{nl}_{ct}$	۰/۰۷۰۴	-۱/۴۷۳۰	۰/۱۹۶۴	۲۰/۵۵۱۲	۰/۰۰۰۲	-۳/۵۱۹۶	۰/۰۰۳۶	-۲/۴۴۲۷
$\overline{size2}_{ct}$	۰/۰۰۰۰	-۵/۲۶۲۲	۰/۰۰۰۷	۴۰/۴۵۶۷	۰/۰۰۰۹	-۴/۲۰۸۱	۰/۰۰۱۷	-۲/۵۶۳۴
$\overline{yd}_{ct}$	۰/۰۰۱۷	-۲/۹۳۰۴	۰/۰۶۱۷	-۱/۵۴۰۳	۰/۰۱۴۴	-۵/۷۴۰۱	۰/۰۵۳۴	-۱/۹۸۶۰
$gini_{ct}$	۰/۰۰۰۰	-۷/۴۷۷۸	۰/۰۰۲۵	۳۶/۵۰۶۵	۰/۱۳۹۸	-۴/۶۹۸۵	۰/۰۰۵۵	-۲/۳۹۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی وجود هم‌انباشتگی، آزمون‌های مختلفی از جمله آزمون کائو[1]، آزمون پدرونی[2] و آزمون وسترلاند[3] و فیشر وجود دارد. در این پژوهش برای اثبات کاذب نبودن رگرسیون، آزمون هم‌انباشتگی کائو انجام می‌شود. زیرا انجام آزمون پدرونی و وسترلاند به دلیل زیاد بودن تعداد متغیّرهای مدل و آزمون فیشر به علت ناکافی بودن داده‌ها امکان‌پذیر نیست. نتایج آزمون در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی

آزمون هم‌جمعی کائو	آماره t	مقدار احتمال
مقادیر برای معادله (۱۲)	-۰/۳۷۸۸	۰/۳۵۲۴
مقادیر برای معادله (۱۳)	-۰/۹۶۰۴	۰/۱۶۸۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون کائو، عدم وجود هم‌انباشتگی را تائید می‌کند و نشان می‌دهد که متغیّرهای مستقل مورد بررسی با متغیّر وابسته هم جمع نبوده و روابط بلندمدت تعادلی میان درآمد پسماند و فضای سرانه با متغیّرهای مستقل مدل برقرار نیست.

1. Kao
2. Perdoni
3. Westerlund

برای بررسی وجود خودهمبستگی در جملات اخلال، آزمون خودهمبستگی xtserial انجام‌گرفته است. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال (U) و فرضیه مقابل به معنای وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال است. مقدار p-value در داده‌های مدل اول برآوردی (معادله ۱۲) برابر است با ۰.۷۱ که معادل است با رد نکردن فرضیه صفر H_0، بنابراین خودهمبستگی بین جملات اخلال در الگوی نهایی وجود ندارد (جدول ۴). همچنین مقدار p-value در مدل دوم (معادله ۱۳) برابر با صفر بوده است که منجر به رد کردن فرضیه H_0 می‌شود، بنابراین مدل تخمین زده شده دارای خودهمبستگی مرتبه اول بوده و برای رفع آن لازم است مدل با لحاظ AR(1) برازش شود.

جدول ۴: نتایج آزمون خودهمبستگی

آزمون وولدریج	آماره F	مقدار احتمال
معادله (۱۲)	۰/۱۴۲	۰/۷۱۶۶
معادله (۱۳)	۱۳۴/۲۹۲	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی مشکل ناهمسانی واریانس، آزمون LRTest[1] انجام گرفته است. با انجام این آزمون در مدل مقید معادله (۱۲)، طبق نتایج (p-value معادل با ۰/۰۰۰) فرضیه H_0 رد می‌شود. در نتیجه برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس از روش GLS استفاد شده و مدل نامقید که دارای ناهمسانی واریانس است، تخمین زده شد. اما برای معادله (۱۳) بر اساس نتایج بدست آمده مقدار p-value معادل با ۰/۱۸ است. بنابراین فرض ناهمسانی واریانس رد شده و مدل دارای همسانی واریانس است.

جدول ۵: نتایج آزمون واریانس ناهمسانی

آزمون نسبت راستنمایی	آماره F	مقدار احتمال
معادله (۱۲)	۲۸۵/۲۷	۰/۰۰۰
معادله (۱۳)	۲/۱۲	۰/۱۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی، لازم است که آزمون‌های تشخیص برای تعیین نوع مدل برآورد شده انجام شود. به منظور حصول اطمینان از معنی‌دار بودن کوهورت‌ها، از

[1]. Likelihood Ratio

آزمون اثرات ثابت فردی استفاده می‌شود. بدین منظور از آماره F لیمر استفاده می‌شود. اگر آمارهF محاسبه شده بزرگتر از F جدول باشد فرضیه H_0 مبنی بر برابری عرض از مبدأ حذف می‌شود و بایستی عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود. در نتیجه می‌توان از روش پانل جهت برآورد استفاده کرد. سپس، برای پاسخ به این‌که آیا تفاوت در عرض از مبدأ واحدهای مقطعی به طور ثابت عمل می‌کند یا این‌که عملکردهای تصادفی می‌توانند این اختلاف بین واحدها را به طور واضح‌تری بیان کنند، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتایج آزمون دو آماره اشاره شده در جدول (۶) آورده شده است.

جدول ۶: نتایج آزمونF لیمر (F-Leamer) و آزمون هاسمن (Hausman)

	آزمون	Value	Prob	نتیجه
معادله ۱۲	آزمون F-Leamer	۱۰/۸۶	۰/۰۰۰۰	مدل پانل
	آزمون Hausman	۷۲/۵۴	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت
معادله ۱۳	آزمون F-Leamer	۱۳/۴۰	۰/۰۰۰۰	مدل پانل
	آزمون Hausman	۱۲۴/۸۵	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مدل رگرسیونی ارائه شده در روابط (۱۲) و(۱۳) از طریق روش پانل دیتا با بکارگیری داده‌های شبه‌پانل برای متغیرهای نشان‌دهنده ویژگی سرپرست خانوار، برآورد شده است.چون داده‌ها به صورت پانلی برآورد شده‌اند جهت تعیین برآورد به روش اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده که در همه موارد روش اثرات ثابت تأیید شده است.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

از آن‌جا که یکی از فروض کلاسیک، یکسان بودن واریانس جملات اخلال در دوره‌های مختلف است، و نقض این فرض، مشکلی به نام واریانس ناهمسانی ایجاد می‌کند، در تخمین مدل اول (معادله ۱۲) به دلیل وجود واریانس ناهمسانی، از روش GLS[1] استفاده شده است. در این روش با وزن دادن به متغیرها و انتخاب متغیر مناسب جهت وزن‌دهی به متغیرهای رگرسیون و جزء اخلال، واریانس ناهمسانی برطرف می‌گردد. در مدل دوم (معادله ۱۳) نیز به دلیل وجود خودهمبستگی در مدل، مدل همراه با AR(1) برآورد شده است که همان روش تخمینی GLS می‌باشد.

[1]. Generalized Least Squares

بر اساس نتایج حاصل از برازش، کلیه ضرایب برآوردی در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار و آماره F نشانگر معنی‌داری کل مدل است. مقادیر آماره‌ی t در جدول (۷) نشان می‌دهد که تمامی مقادیر β در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند به جز ضریب متغیر ne (تعداد افراد با سواد در خانوار). آماره ضریب تعیین حاکی از آن است که متغیرهای بکار گرفته شده الگوی برآورد شده، بیش از ۸۵ درصد از واقعیت را نشان می‌دهند. این مقدار همچنین نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل می‌توانند به‌خوبی متغیر وابسته را توضیح دهند که مبین آن است که مدل از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار است.

علت این‌که از خانوارهای دهک‌های اول تا پنجم استفاده می‌شود، آن است که این دهک‌ها نماینده خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد هستند و معمولاً خانوارهای این دهک‌ها مسکن را به عنوان کالای مصرفی استفاده می‌کنند و در صورت افزایش نابرابری درآمد، کاهش قدرت خرید این گروه از خانوارها محسوس‌تر می‌باشد.

جدول ۷: برآورد مدل برای دهک‌های اول تا پنجم (خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد)

متغیرها	$\overline{LnPS}_{ct}$			$\overline{LnRI}_{ct}$		
	سطح احتمال	آماره t	ضریب برآوردی	سطح احتمال	آماره t	ضریب برآوردی
$\mathbf{gini}_{ct}$	۰/۰۰۰	−۵/۸۶	−۰/۹۱۵	۰/۰۱۲	−۲/۴۳	−۰/۶۲۱
$\overline{\mathbf{age}}_{ct}$	۰/۰۱۱	۲/۵۵	۰/۰۲۰	۰/۰۰۰	۲/۴۹	۰/۰۶۴
$\overline{\mathbf{age2}}_{ct}$	۰/۰۰۰	۴/۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۴۵	−۱/۸۳	−۰/۰۳۷
$\overline{\mathbf{nl}}_{ct}$	۰/۰۲۹	۲/۱۸	۰/۰۶۰	۰/۰۱۷	−۲/۳۸	−۰/۰۹۲
$\overline{\mathbf{ne}}_{ct}$	۰/۰۰۰	−۳/۶۳	−۰/۱۱۳	۰/۸۱۱	۰/۲۴	۰/۰۱۱
$\overline{\boldsymbol{size2}}_{ct}$	۰/۰۰۰	−۶/۸۷	−۰/۰۱۴	۰/۰۰۰	۳/۸۰	۰/۰۰۹
$\overline{\mathbf{yd}}_{ct}$	۰/۰۰۲	۳/۱۴	۲/۸۴۰	۰/۰۰۰	۲۳/۰۵	۳/۱۳۵
عرض از مبدأ	۰/۰۰۰	۲۲/۷۸	۳/۶۹۹	۰/۰۰۰	۸۴/۷۱	۱۹/۱۰۲
	Prob > Chi2 = 0.000 R sq: Within=0.87 Observation= 220 Number of groups= 9			Prob > Chi2 = 0.000 R sq: Within=0.89 Observation= 220 Number of groups= 9		

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۷) نتایج حاصل از برآورد مدل‌های (۱۲) و (۱۳) برای دهک‌های اول تا پنجم درآمدی با در نظر گرفتن آزمون ریشه واحد و آزمون F لیمر و آزمون هاسمن را نشان می‌دهد. ضرایب مدل در دو حالت مختلف نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد سرانه بین خانوارها در کلان‌شهرها اثر منفی و معناداری بر درآمد پسماند و فضای سرانه دارد. ضرایب βی متغیر ضریب جینی نشان

می‌دهد که یک درصد افزایش نابرابری درآمد موجب می‌شود درآمد پسماند و مساحت سرانه تحت تصرف خانوار به ترتیب به میزان ۰.۶۲۱ و ۰.۹۱۵ کاهش یابد که بدین معنی است که استطاعت خرید مسکن دهک‌های کم‌درآمد و میان‌درآمد کاهش می‌یابد. افزایش نابرابری به صورت افزایش شکاف بین گروه‌های دارای درآمد بالا و درآمدهای پایین منجر به کاهش قدرت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد شده و کیفیت استفاده این خانوارها به طور معنادار کاهش می‌یابد. بنابراین افزایش نابرابری درآمد باعث کاهش درآمد خانوارهای کم‌درآمد شده و توانایی آن‌ها را در کسب درآمد کاهش می‌دهد. اما انتظار بر این است هرچه میزان نابرابری درآمدی افزایش یابد، میزان استفاده از مسکن سرانه و درآمد پسماند در خانوارهای ثروتمند افزایش یابد، اما میزان اجاره به درآمد کاهش می‌یابد. در واقع هر چه میزان نابرابری افزایش یابد، سرعت افزایش درآمد در خانوارهای ثروتمند بیش از افزایش اجاره و بنابراین رفاه آن‌ها افزایش می‌یابد. در خانوارهای ثروتمند شاغل بودن باعث افزایش درآمدها بیش از افزایش اجاره می‌شود و افزایش درآمدها در خانوارها منجر به افزایش استفاده از مسکن و افزایش کیفیت مسکن می‌شود.

بنابراین به طور کلی هرگونه افزایش در نابرابری درآمدها باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود، و این افزایش قیمت مسکن باعث کاهش قدرت خرید مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد می‌گردد، اما استطاعت خرید مسکن برای خانوارهای ثروتمند افزایش می‌یابد. چرا که منافع و قدرت خرید خانوارهای ثروتمند به واسطه افزایش قیمت مسکن افزایش می‌یابد.

طبق نتایج جدول (۷)؛ یک درصد افزایش در سال‌های تحصیل سرپرستان خانوارها در مدل اول باعث افزایش مساحت سرانه تحت تصرف خانوار به میزان ۰.۰۶ می‌شود، و در مدل دوم باعث کاهش درآمد پسماند سرپرستان خانوار به میزان ۰.۰۹۲ می‌گردد. در واقع هرچه میزان سال‌های تحصیل افزایش یابد، هرچند درآمد خانوارها افزایش یافته اما متعاقب آن نرخ اجاره با نرخی بیش از درآمد افزایش یافته و این باعث کاهش درآمد پسماند شده است.

شاغل بودن سرپرستان خانوارها و همین‌طور تعداد شاغلین در خانوارها اگرچه منجر به افزایش درآمد خانوار نسبت به افزایش اجاره می‌شود اما این افزایش درآمد لزوماً در خانوارهای کم‌درآمد منجر به افزایش استفاده از مسکن به ازای هر عضو خانوار نمی‌شود. بنابراین شاغل بودن افراد در خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد به دلیل دارا بودن سطح پایین از سرمایه انسانی منجر به افزایش استفاده از مسکن نمی‌شود. لذا این متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ در مدل دوم معنی‌دار نیست.

سن سرپرست خانوار هم یک متغیر مهم و اثرگذار بر استطاعت خرید مسکن است و انتظار می‌رود با ثابت بودن سایر متغیرهای مدل، هنگامی که سن فرد بالا می‌رود تجربه‌ی کاری او بیشتر شود، بنابراین درآمد او نسبت به افراد جوان‌تر مرتباً بیشتر می‌شود و همچنین انتظار می‌رود که دارایی او نیز بالاتر رود و از آن‌جا که رابطه مثبتی بین دارایی فرد و خرید مسکن او وجود دارد با بالا رفتن درآمد، احتمال مالکیت او افزایش می‌یابد. بنابراین با افزایش سن سرپرست خانوار به میزان یک درصد، درآمد پسماند و فضای سرانه افراد خانوار به ترتیب به میزان ۰.۰۶۴ و ۰.۰۲ افزایش می‌یابد و این رابطه در هر دو مدل مثبت و معنی‌دار است که این نتیجه مشابه با مطالعه ژانگ (۲۰۱۵) می‌باشد. اما مربع سن سرپرست خانوار تاثیر منفی بر فضای سرانه به متر مربع دارد که مطابق با نتیجه تحقیق گلی و حیدری (۱۳۹۵) است. منفی بودن ضریب این متغیر نشان از غیر خطی بودن این رابطه دارد.

درآمد دائمی اثر مثبت بر قدرت خرید مسکن دارد و افزایش آن باعث افزایش درآمد پسماند و همین‌طور افزایش فضای سرانه مسکن می‌شود. با افزایش ۱ درصد در درآمد دائمی، مساحت سرانه تحت تصرف خانوار و درآمد پسماند هر کدام حدوداً ۳ درصد افزایش می‌یابند. در کل، درآمد دائمی یک اثر مثبت و معنی‌دار بر استطاعت خرید مسکن دارد.

رابطه‌ی توان دوم بعد خانوار که نشان‌دهنده اثرات ازدحام است، با فضای سرانه مسکن منفی و معنی‌دار است و نشان می‌دهد با افزایش تعداد اعضای خانوار، مساحت سرانه تحت تصرف خانوار کاهش می‌یابد. اما همین متغیر در مدل دوم مثبت و معنی‌دار است و به این معنی است که با افزایش تعداد افراد، درآمد پسماند یا باقیمانده خانوارها افزایش می‌یابد.

۶- نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی

مسکن از مهم‌ترین و گران‌قیمت‌ترین دارایی‌های دوران زیست انسان، کالایی است پرهزینه که خرید آن مستلزم برنامه‌ریزی بلندمدت می‌باشد؛ بنابراین استطاعت مالی خرید مسکن در سبد هزینه خانوار از موضوعات پر اهمیت به شمار می‌رود. در این مطالعه برای تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر قدرت خرید مسکن، با استفاده از داده‌های مقطعی تکرار شونده، داده‌های شبه‌پانلی ایجاد گردید. داده‌های شبه‌پانل با استفاده از ریزداده‌های طرح هزینه درآمد خانوار شهری مرکز آمار ایران در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ ساخته شد. افراد هدف مورد مطالعه در این طرح، شاغلینی بودند که در فاصله سال‌های ۱۳۱۰ تا ۱۳۶۹ متولد شده بودند.

هدف از برازش مدل‌ها، بررسی تاثیر افزایش نابرابری درآمد بر قدرت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد بود. در برازش‌ها برای نشان دادن استطاعت خرید مسکن از دو شاخص فضای سرانه فرد به متر مربع و درآمد پسماند به عنوان متغیرهای وابسته استفاده شده تا تاثیر افزایش ضریب جینی خانوارها و دیگر متغیرهای مهم بر آن‌ها استخراج شود. در هر دو مدل برآورد شده، تأثیر ضریب جینی بر میانگین لگاریتم درآمد پسماند و میانگین لگاریتم فضای سرانه منفی و معنی‌دار بود. درآمد پسماند به صورت کسر هزینه اجاره از درآمد در طول سال محاسبه شد.

با افزایش در نابرابری درآمد، درآمد پسماند کاهش و نیز میزان استفاده از مسکن به صورت سرانه کاهش می‌یابد که دقیقاً مشابه نتایج حاصل از مطالعات ژانگ (۲۰۱۵) و گلی و حیدری (۱۳۹۵) است که نشان می‌دهند افزایش نابرابری درآمد باعث کاهش درآمد پسماند، افزایش نسبت اجاره به درآمد و کاهش استفاده از مسکن در خانوارهای فقیر می‌شود.

افزایش نابرابری به صورت افزایش شکاف بین گروه‌های دارای درآمد بالا و درآمدهای پایین منجر به کاهش قدرت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد شده و کیفیت استفاده این خانوارها به طور معنادار کاهش می‌یابد. همین‌طور، افزایش نابرابری درآمد باعث کاهش درآمد خانوارهای کم‌درآمد شده و توانایی آن‌ها را در کسب درآمد کاهش می‌دهد. از طرفی، هرگونه افزایش نابرابری درآمدها باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود، و این افزایش قیمت مسکن باعث کاهش قدرت خرید مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد می‌گردد، اما استطاعت خرید مسکن برای خانوارهای ثروتمند افزایش می‌یابد. چرا که منافع و قدرت خرید خانوارهای ثروتمند به واسطه افزایش قیمت مسکن افزایش می‌یابد. نتایج همچنین نشان داد درآمد دائمی اثر مثبت و معنادار بر استطاعت خرید مسکن دارد و افزایش آن باعث افزایش درآمد پسماند و همین‌طور افزایش مساحت سرانه تحت تصرف خانوار می‌شود.

استطاعت مالی خرید مسکن و نابرابری درآمد از جمله متغیرهای کلان و مهمی هستند که در هر اقتصادی مورد توجه سیاست‌گذاران قرار می‌گیرد و خود تحت تأثیر عوامل مختلفی قرار دارند. با توجه به مطالعه صورت گرفته و نتایج بدست آمده از بخش پنجم پیشنهاداتی در قالب پیشنهادات سیاستی ارائه می‌گردد:

- باتوجه به نتایج تحقیق که افزایش ضریب جینی باعث کاهش قدرت خرید مسکن خانوارهای کم و میان‌درآمد می‌شود، پیشنهاد می‌شود دولت اقدام به ایجاد پایگاه داده

مناسب برای شناسایی دقیق خانوارهای ضعیف جهت اجرای سیاست‌های حمایتی خود از این گروه‌ها کند.

- در نتایج تحقیق مشخص گردید با افزایش نابرابری درآمد قیمت مسکن برای خانوارهای ضعیف بالاتر خواهد رفت، لذا جهت افزایش قدرت خرید خانوارهای کم‌درآمد همزمان با کاهش قیمت تمام شده ساخت مسکن، راهکار موثر جلوگیری از افزایش قیمت در این بخش است و اتمام درست و کارشناسی شده پروژه‌های مسکن مهر و دادن آن به افراد کم‌درآمد جامعه نیز می‌تواند از افزایش قیمت مسکن جلوگیری نماید.
- مسکن برای افرادی که مصرف‌کننده واقعی هستند یک کالای سرمایه‌ای بادوام است ولی مشکل وقتی ایجاد می‌شود که افرادی غیر از مصرف‌کننده به مسکن به چشم کالایی برای پس‌انداز نگاه می‌کنند. لذا چون فعالیت‌های سوداگرانه در بازار مسکن باعث کاهش قدرت خرید خانوارهای ضعیف می‌شود، پیشنهاد می‌شود دولت جلوی سوداگری افراد ثروتمند و بعضی از نهادها در مسکن را با ساخت خانه‌های ارزان قیمت، بگیرد.
- وضع مالیات بر عایدی سرمایه در بخش املاک و مستغلات به منظور کاهش معاملات سوداگرانه.
- ایجاد نظام تامین اعتبار مسکن متناسب با وضعیت گروه‌های کم‌درآمد و تلاش برای کاهش فعالیت‌های رانت‌جویانه در بازار زمین و مسکن از طریق عدم صدور مجوزهای رانتی، نظیر تراکم و یا وضع مالیات‌های مختلف و شفاف.

منابع و مآخذ

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران،گزارش اقتصادی، ۱۳۹۴.

۲. قادری، جعفر (۱۳۹۵). "تعیین قدرت خرید مسکن خانوارهای شهری با استفاده از سیستم مخارج خطی بسط یافته (ELES)". اقتصادشهری **۲**(۲): ۱۶-۱.

۳. قلی‌زاده، علی‌اکبر. و خاکسار، مطهره (۱۳۹۶). "اثر درآمد و تحصیلات سرپرست خانوار بر نحوه‌ی تصرف مسکن در مناطق شهری ایران". مطالعات اقتصادی کاربردی ایران **۶**(۲۲): ۲۲۹-۲۱۱.

٤. قلی‌زاده، علی‌اکبر. و قنبری، سینا (۱۳۹۶). "بررسی اثر دارایی مسکن بر اجزای هزینه‌های مصرفی خانوار در ایران". دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، فصلنامه اقتصاد مسکن **۶۱**: ۷۶-۵۷.

۵. کرمی، افشین (۱۳۸۶). *بررسی وضعیت بازار مسکن در ایران (با تأکید بر سیاست‌های دولت)*، تهران، مؤسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد.

۶. گلی، یونس. و حیدری، درخشان (۱۳۹۵). "بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن در مناطق شهری ایران". فصلنامه اقتصاد کاربردی **۷**(۲۰): ۵۸-۴۷.

۷. مرکز آمار ایران (۱۳۹۴). نتایج تفصیلی آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری سال ۱۳۹۴.

۸. مرکز آمار ایران، اطلاعات مربوط به هزینه و درآمدهای خانوارهای شهری، (۱۳۹۴-۱۳۷۰)، تهران: انتشارات مرکز آمار ایران.

۹. نصراللهی، خدیجه. طیبی، سید کمیل. شجری، هوشنگ. و فروتن، محمدرضا (۱۳۸۹). "بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تاثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)". فصلنامه اقتصاد مسکن **۴۵**.

10. Baranoff, O. (2016). *Housing Affordability and Income Inequality: The Impact of Demographic*, Senior Honors Thesis in Economics, Johns Hopkins University. Characteristics on Housing Prices in San Francisco.
11. Deaton, A. & Paxson. C. (1994). "Intertemporal Choice and Inequality". Journal of Political Economy **102**(3): 437-467.
12. Deaton, A. (1985). "Panel Data from Times Series of Cross-Sections". Journal of Econometrics (30): 109-126.
13. Deaton, A. (1997). *Analysis of Household Surveys. A Microeconometric Approach to Development Policy*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.

14. Landvoigt, T. Piazzesi, M. & Schneider, M. (2015). "The Housing Market(s) of San Diego". American Economic Review **4**(105): 1371-1407.
15. Määttänen, N. & Terviö, M. (2014). "Income Distribution and Housing Prices: An Assignment Model Approach". Journal of Economic Theory **151**: 381-410.
16. Matlack, J. L. & Vigdor, J. L. (2008). "Do Rising Tides Lift all Prices? Income Inequality and Housing Affordability". J. Housing Econ **3**(17): 212-224.
17. Nakajima, M. (2005). "Rising earnings instability, portfolio choice, and housing prices". Unpublished Manuscript.
18. Nieuwerburgh, S. V. & Weill, P. O. (2010). "Why Has House Price Dispersion Gone Up?". The Review of Economic Studies **4**(77): 1567-1606.
19. Piazzesi, M. & Schneider, M. (2009). "Momentum Traders in the Housing Market: Survey Evidence and a Search Model". American Economic Review **2**(99): 406-411.
20. Quigley, J. M. & Raphael, S. (2004). "Is Housing Unaffordable? Why isn't it more Affordable?". J. Econ. Perspect **18**(1): 191-214.
21. Quigley, J. M. Raphael, S. & Smolensky, E. (2001). "Homeless in America, Homeless in California". Rev. Econ. Stat **83**(1): 37-51.
22. Rodda, D. T. (1994). *Rich Man, Poor Renter: A Study of the Relationship between the Income Distribution and Low-Cost Rental Housing*, UMID Issertation Services, Ann Arbor, MI.
23. Vigdor, J. (2002). *Does Gentrification Harm the Poor?*, Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs, Washington, DC: Brookings Institution Pr. 2002(1).
24. Wilkinson, R. G. & Pickett, K. E. (2009). "The Spirit Level. Why More Equal Societies Almost Always Do Better". International Journal of Social Welfare **21**: 127-138.
25. Zhang, C. (2015). Income Inequality and Access to Housing: Evidence from China". China Economic Review **36**: 261-271.
26. Zhang, C. Jia, S. & Yang, R. (2016). "Housing Affordability and Housing Vacancy in China: The Role of Income Inequality". Journal of Housing Economics **12**: 1-12.
27. Zhang, F. (2016). "Inequality and House Prices". Job Market Paper **25**.

پیوست

جدول ۱: میانگین نسل‌های سنی سرپرست خانوار (کوهورت) ۲۱ تا ۷۰ سال طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴

نسل / سال	۱۳۷۰	۷۱	۷۲	۷۳	۷۴	۷۵	۷۶	۷۷	۷۸	۷۹	۸۰	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵	۸۶	۸۷	۸۸	۸۹	۹۰	۹۱	۹۲	۹۳	۹۴
۱۳۱۰-۱۳۱۴	۵۸	۵۹	۶۰	۶۱	۶۲	۶۳	۶۴	۶۵	۶۶	۶۷	۶۸														
۱۳۱۵-۱۳۱۹	۵۳	۵۴	۵۵	۵۶	۵۷	۵۸	۵۹	۶۰	۶۱	۶۲	۶۳	۶۴	۶۵	۶۶	۶۷	۶۸									
۱۳۲۰-۱۳۲۴	۴۸	۴۹	۵۰	۵۱	۵۲	۵۳	۵۴	۵۵	۵۶	۵۷	۵۸	۵۹	۶۰	۶۱	۶۲	۶۳	۶۴	۶۵	۶۶	۶۷	۶۸				
۱۳۲۵-۱۳۲۹	۴۳	۴۴	۴۵	۴۶	۴۷	۴۸	۴۹	۵۰	۵۱	۵۲	۵۳	۵۴	۵۵	۵۶	۵۷	۵۸	۵۹	۶۰	۶۱	۶۲	۶۳	۶۴	۶۵	۶۶	۶۷
۱۳۳۰-۱۳۳۴	۳۸	۳۹	۴۰	۴۱	۴۲	۴۳	۴۴	۴۵	۴۶	۴۷	۴۸	۴۹	۵۰	۵۱	۵۲	۵۳	۵۴	۵۵	۵۶	۵۷	۵۸	۵۹	۶۰	۶۱	۶۲
۱۳۳۵-۱۳۳۹	۳۳	۳۴	۳۵	۳۶	۳۷	۳۸	۳۹	۴۰	۴۱	۴۲	۴۳	۴۴	۴۵	۴۶	۴۷	۴۸	۴۹	۵۰	۵۱	۵۲	۵۳	۵۴	۵۵	۵۶	۵۷
۱۳۴۰-۱۳۴۴	۲۸	۲۹	۳۰	۳۱	۳۲	۳۳	۳۴	۳۵	۳۶	۳۷	۳۸	۳۹	۴۰	۴۱	۴۲	۴۳	۴۴	۴۵	۴۶	۴۷	۴۸	۴۹	۵۰	۵۱	۵۲
۱۳۴۵-۱۳۴۹	۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷	۲۸	۲۹	۳۰	۳۱	۳۲	۳۳	۳۴	۳۵	۳۶	۳۷	۳۸	۳۹	۴۰	۴۱	۴۲	۴۳	۴۴	۴۵	۴۶	۴۷
۱۳۵۰-۱۳۵۴						۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷	۲۸	۲۹	۳۰	۳۱	۳۲	۳۳	۳۴	۳۵	۳۶	۳۷	۳۸	۳۹	۴۰	۴۱	۴۲
۱۳۵۵-۱۳۵۹											۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷	۲۸	۲۹	۳۰	۳۱	۳۲	۳۳	۳۴	۳۵	۳۶	۳۷
۱۳۶۰-۱۳۶۴																۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷	۲۸	۲۹	۳۰	۳۱	۳۲
۱۳۶۵-۱۳۶۹																					۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲: تعداد مشاهدات در نسل‌های سنی در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴

سال / نسل	۱۳۱۴-۱۳۱۰	۱۳۱۹-۱۳۱۵	۱۳۲۴-۱۳۲۰	۱۳۲۹-۱۳۲۵	۱۳۳۴-۱۳۳۰	۱۳۳۹-۱۳۳۵	۱۳۴۴-۱۳۴۰	۱۳۴۹-۱۳۴۵	۱۳۵۴-۱۳۵۰	۱۳۵۹-۱۳۵۵	۱۳۶۴-۱۳۶۰	۱۳۶۹-۱۳۶۵	مجموع مشاهدات
۱۳۷۰	۳۶۰	۳۷۲	۳۹۸	۳۹۳	۵۲۷	۵۷۴	۳۹۲	۱۲۹					۳۱۴۵
۱۳۷۱	۲۶۲	۲۷۰	۳۳۶	۲۶۳	۴۲۸	۴۴۶	۳۹۲	۲۰۷					۲۵۰۴
۱۳۷۲	۲۶۲	۲۵۳	۲۷۶	۳۱۱	۴۲۳	۴۲۷	۴۴۲	۲۰۹					۲۶۰۳
۱۳۷۳	۶۱۶	۶۳۶	۶۷۷	۷۳۷	۱۰۷۴	۱۱۹۹	۹۶۱	۶۰۳					۶۵۱۳
۱۳۷۴	۸۳۱	۸۱۴	۸۹۱	۱۰۱۴	۱۴۴۸	۱۴۸۸	۱۳۲۴	۷۸۵					۸۵۸۵
۱۳۷۵	۵۴۱	۵۵۰	۵۸۴	۷۱۸	۹۶۶	۱۰۲۲	۹۹۵	۷۱۰	۲۱۹				۶۳۰۵
۱۳۷۶	۵۰۸	۵۰۳	۵۵۷	۶۳۸	۹۰۹	۹۸۴	۹۵۶	۶۹۹	۲۹۰				۶۰۴۴
۱۳۷۷	۴۹۹	۲۷۸	۳۲۳	۳۵۰	۴۹۶	۵۰۵	۴۲۹	۳۴۶	۱۳۵				۳۱۶۱
۱۳۷۸	۲۷۰	۳۰۵	۲۷۲	۳۴۹	۴۵۵	۴۸۱	۴۳۴	۳۳۹	۱۷۹				۳۰۸۴
۱۳۷۹	۲۰۷	۲۲۱	۲۳۸	۲۷۷	۳۹۶	۴۳۸	۴۲۷	۴۰۰	۲۶۹				۲۸۷۳
۱۳۸۰	۱۹۵	۲۱۸	۲۴۱	۲۸۴	۳۷۰	۴۰۶	۴۱۸	۳۸۰	۲۸۲	۱۰۴			۲۸۹۸
۱۳۸۱		۲۳۵	۲۱۲	۲۴۴	۳۷۳	۴۱۲	۴۴۹	۴۲۹	۳۰۱	۱۳۹			۲۷۹۴
۱۳۸۲		۱۵۷	۱۹۲	۱۸۳	۲۶۸	۲۸۳	۳۱۹	۲۶۷	۲۳۱	۱۲۸			۲۰۲۸
۱۳۸۳		۱۲۸	۱۷۶	۲۱۰	۲۶۸	۲۷۷	۳۴۱	۲۶۴	۲۵۶	۱۴۸			۲۰۶۸
۱۳۸۴		۱۲۳	۱۴۱	۱۵۴	۲۶۹	۲۷۵	۳۰۶	۲۸۷	۲۴۳	۱۶۶			۱۹۶۴
۱۳۸۵		۱۳۰	۱۶۰	۲۰۹	۲۳۰	۲۶۷	۲۹۸	۳۰۰	۲۶۲	۲۱۵	۶۸		۲۱۳۹
۱۳۸۶			۱۶۸	۲۰۶	۲۷۷	۲۹۱	۳۴۷	۳۲۴	۲۹۲	۲۹۱	۱۲۹		۲۳۲۵
۱۳۸۷			۱۷۱	۲۱۶	۲۷۲	۳۱۰	۳۷۷	۳۴۶	۳۱۴	۲۹۶	۱۲۶		۲۴۲۸
۱۳۸۸			۸۴	۹۲	۱۳۹	۱۶۴	۱۵۱	۱۶۸	۱۸۷	۱۵۱	۷۴		۱۲۱۰
۱۳۸۹			۱۷۰	۲۰۳	۲۴۲	۲۳۱	۳۴۱	۳۲۷	۳۲۰	۲۸۶	۱۷۶		۲۳۹۶
۱۳۹۰			۱۷۰	۲۲۰	۳۳۸	۳۵۵	۳۹۴	۴۰۱	۳۳۶	۲۶۳	۱۸۷	۶۰	۲۷۱۴
۱۳۹۱				۱۷۰	۲۶۱	۳۰۷	۳۲۸	۳۱۹	۲۹۴	۲۳۱	۱۶۲	۶۴	۲۱۳۶
۱۳۹۲				۱۷۶	۲۷۷	۲۷۹	۳۲۹	۲۸۸	۲۶۷	۲۳۳	۲۳۱	۱۰۳	۱۴۹۳
۱۳۹۳				۱۴۵	۲۴۳	۲۴۳	۲۶۸	۳۳۲	۲۷۹	۲۲۲	۲۴۵	۱۰۳	۲۲۳۱
۱۳۹۴				۱۹۸	۲۷۴	۲۹۵	۳۴۸	۳۴۷	۳۶۴	۳۲۹	۳۰۳	۱۳۷	۲۵۹۵

منبع: یافته‌های پژوهش

Impact of income inequality on low-income housing affordability in selected metropolises of Iran

Ali Akbar Gholi Zadeh[1]
Mehdi Asgari[2]*

Received: 07-10-2018 Accepted: 18-10-2019

Abstract

Housing is one of the most critical and expensive assets of human life, and it is a costly commodity that requires long-term planning. A major issue in the housing sector is affordability, especially for low-income families. In this paper, we combine the cross-sectional household income-expenditure microdata (generated by the Iranian Statistics Center) and create pseudo-panel data. We make cohorts from the repeated cross-sectional data and examine family behavior for 25 years. This study was conducted from 1991 to 2015 and covered seven metropolises including Tehran, Karaj, Mashhad, Isfahan, Tabriz, Shiraz, and Ahwaz. The target population of this study consisted of those who were born from 1930 to1989. Because rich people make more speculative investment in housing than their need, this behavior affects the housing market and low-income households through the intensification of income inequality. The empirical results demonstrate that the high per capita income inequality of households in metropolises has a negative and significant effect on residual income (i.e. non-housing expenses) and per capita living space. That is, higher income inequality is related to a lower residual income and a lower per capita living space. The results also show that permanent income has a positive and significant effect on housing affordability, and higher permanent income leads to an increase in residual income as well as an increase in per capita living space.

Keywords: Income inequality, Housing affordability, Low-income households, Pseudo panel model.
JEL Classification: C33, D53, E44, G28.

[1]- Economics Group, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
[2]- Economics Group, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
Email: mehdi.asgari8@gmail.ir

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

مکانیزم انتقال غیر خطی سیاست پولی از کانال قیمت سهام در ایران: رویکرد (MS-VAR)

علی مهدیلو[1*]
حسین اصغرپور[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۱۶

چکیده

ارزیابی دقیق مکانیزم انتقال پولی، از مهم‌ترین ارکان سیاست‌گذاری پولی می‌باشد. زیرا مطالعه مکانیزم انتقال سیاست پولی موجب درک بهتر از چگونگی تأثیر اقدامات پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها می‌شود، از طرفی بازار سرمایه نقش بسیار مهمی در گردآوری و هدایت منابع به سمت فعالیت‌های مولد اقتصادی دارد. از این رو قیمت سهام می‌تواند سهم قابل توجهی در انتقال سیاست‌های پولی به بخش حقیقی اقتصاد داشته باشد. لذا شناسایی و تفکیک اثرکانال قیمت سهام می‌تواند اطلاعات مفیدی در خصوص مکانیزم انتقال سیاست پولی در اختیار سیاست‌گذاران قرار دهد. از طرفی باید توجه داشت، بدلیل تغییرات ساختاری و همچنین اثرات نامتقارن پول، امکان تغییر شدت اثرگذاری سیاست پولی و نقش کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پولی وجود دارد. بدین جهت در پژوهش حاضر از روش غیر خطی MSVAR که قابلیت زیادی برای لحاظ کردن تغییر ساختاری دارد، برای بررسی نقش کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول استفاده شده است. برای داده‌های تحقیق نیز از تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده، حجم پایه پولی و شاخص قیمت بورس تهران طی فصول ۱۳۷۰Q۱ تا ۱۳۹۵Q۴ استفاده می‌شود. نتایج تحقیق بیان‌گر این است که سهم کانال قیمت سهام در انتقال پول به تولید در رژیم صفر (سال‌های بعد از ۱۳۸۴) در طی فصول هشتم و شانزدهم بزرگ‌تر از رژیم یک (سال‌های قبل از ۱۳۸۴) بوده و بعد از فصل شانزدهم سهم این کانال در رژیم یک بزرگ‌تر می‌باشد. از طرف دیگر آثار تورمی این کانال در هر دو رژیم بسیار کم می‌باشد. در نتیجه برنامه‌ریزی مناسب در جهت نهادسازی، ارتقای نقش بازار سهام در تأمین مالی و افزایش اثربخشی این بازار می‌تواند علاوه بر افزایش اثرگذاری سیاست پولی بر تولید، موجب کاهش آثار تورمی آن نیز گردد.

واژگان کلیدی: کانال قیمت سهام، مارکوف سوئیچینگ، مکانیزم غیر خطی انتقال سیاست پولی.

Keywords: Stock Price Channel, Markov Switching, Nonlinear Mechanism of Monetary Policy Transmission.

JEL Classification: E50, C01, C58.

[1]. دکتری تخصصی اقتصاد، گرایش اقتصاد پولی و مالی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)
Mehdiloo_ali@yahoo.com
[2]. استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تبریز Asgharpourh@gmail.com

۱- مقدمه

همواره رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی اعم از افزایش سطح اشتغال، کنترل تورم و تعادل در تراز پرداخت‌ها از اهداف نهایی کشورها بوده است. بدین منظور سیاست پولی بانک مرکزی اهرمی می‌باشد که کشورها برای دست‌یابی به اهداف نهایی خود مورد استفاده قرار داده‌اند (رنانی، ۱۳۹۰). از طرفی، اما باید توجه داشت که در دهه‌های گذشته بحث اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی از سوی اقتصاددانان مکتب کینزی‌های جدید وارد ادبیات اقتصادی شده است. به طوری‌که وجود اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی، لزوم دقت در وضع و اعمال سیاست‌گذاری‌ها را در هر اقتصادی دوچندان می‌کند. زیرا ممکن است بدون توجه به آثار نامتقارن سیاست پولی که می‌تواند ناشی از اندازه و جهت تکانه پولی و یا شرایط حاکم بر اقتصاد در زمان اعمال سیاست باشد، اهداف مورد نظر محقق نشوند. در نتیجه برای افزایش کارایی سیاست‌های پولی لازم است تا مقامات پولی اطلاعات کافی در خصوص میزان اثر، کانال‌های اثرگذاری، مدت زمان لازم برای شروع اثرگذاری، ماندگاری اثر و زمان به اوج رسیدن اثر سیاست‌های پولی در شرایط مختلف اقتصادی داشته باشند.

مکانیزم انتقال پولی سازوکاری است که سیاست پولی از کانال برخی متغیرها بر متغیرهای بخش حقیقی اثر گذاشته و باعث تحقق اهداف سیاست پولی می‌شود. این مکانیزم از سیاست پولی شروع و به تولید و قیمت‌ها ختم می‌شود. مکاتب و دیدگاه‌های گوناگونی درباره‌ی سازوکارهای اثرگذاری سیاست پولی بر بخش واقعی وجود دارد که هر کدام سعی دارند تا با توجه به مفروضات و نگرش خود، کانال‌های مختلف اثرگذاری سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد را معرفی کنند (والش[1]، ۲۰۱۰). یکی از مهم‌ترین کانال‌های انتقال سیاست پولی، کانال قیمت دارایی به ویژه قیمت سهام می‌باشد.

بازارهای مالی با فراهم کردن نقدینگی، کاهش هزینه معاملات از طریق کاهش هزینه جست و جو و کاهش هزینه اطلاعات، مکان مناسبی برای سوق دادن پس‌اندازهای راکد مردم به سمت تولید و تأمین سرمایه شرکت‌ها و مؤسسات اقتصادی است. از جمله مهم‌ترین و پرطرفدارترین بازارهای مالی در اغلب کشورها، بازارهای سهام هستند. لذا درجه توسعه یافتگی و رونق بازار سرمایه به

[1]. Walsh (2010)

سبب نقش اساسی که در گردآوری منابع موجود در اقتصاد ملی و هدایت آن به سمت فعالیت‌های اقتصادی بلندمدت دارد، به خودی خود اهمیت زیادی در توسعه اقتصادی یک کشور می‌تواند داشته باشد (زمردیان و همکاران، ۱۳۹۴).

در این راستا اقتصاد ایران به دلیل عوامل مختلفی از جمله وابستگی به صادرات نفت و گاز، حجم بزرگ دولت، و عدم استقلال بانک مرکزی همواره در بخش پولی دچار بی‌ثباتی بوده است. زیرا علاوه بر سیاست‌های پولی که توسط بانک مرکزی جهت اهداف کلان اقتصادی اعمال می‌شود، شوک‌های پولی برون‌زا که ناشی از تغییرات درآمدهای نفتی و کسری بودجه دولت است، همواره اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار داده است. این امر سبب گشته تا در طول دهه‌های گذشته اقتصاد ایران دچار نوسانات زیادی باشد. در ادامه جدول (۱) به منظور بررسی دقیق‌تر تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵ ارائه شده است:

جدول ۱: نسبت رشد متغیرهای کلان اقتصادی طی دوره‌های مختلف

متغیر / دوره	پایه پولی	تولید	شاخص قیمت	شاخص بورس
۱۳۹۵- ۱۳۷۰	۱۶۶ برابر	۲/۹ برابر	۹۸ برابر	۱۶۲ برابر
۱۳۸۳- ۱۳۷۰	۱۴ برابر	۱/۹ برابر	۱۴ برابر	۲۴ برابر
۱۳۹۵- ۱۳۸۴	۱۴ برابر	۱/۵ برابر	۷ برابر	۸ برابر

منبع: آمار بانک مرکزی

همان‌طور که جدول ۱ گویاست، در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵ تولید در ایران ۲/۹ برابر شده است. در این دوره زمانی پایه پولی، سطح قیمت‌ها و شاخص بورس به ترتیب ۱۶۶، ۹۸ و ۱۶۲ برابر شده‌اند. بررسی دوره‌های مختلف حاکی از این است که پایه پولی در هریک از دوره‌های ۱۳۸۳-۱۳۷۰ و ۱۳۹۵-۱۳۸۴ در حدود ۱۴ برابر شده است. در حالی که نسبت رشد متغیرهای فوق در طی این دوره‌ها متفاوت بوده است. به طوری که در دوره اول تولید ۱/۹ برابر و در دوره دوم ۱/۵ برابر شده است. سطح قیمت‌ها طی دوره ۱۳۷۰تا ۱۳۸۳ در حدود ۱۴ برابر و در دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵ در حدود ۷ برابر شده است. شاخص بورس نیز در دوره اول ۲۴ برابر و در دوره دوم ۸ برابر شده است. در نتیجه رشد یکسان پول در دو دوره اثرات متفاوتی بر دیگر متغیرها داشته است. لذا می‌توان گفت که تغییرات پول و کانال‌های انتقال پول طی دوره‌های مختلف کارکردهای متفاوتی داشته‌اند.

از این رو مطالعه این‌که «سیاست‌های پولی چه تأثیری بر بازار سهام در دوره‌های مختلف داشته‌اند؟»، «اثرگذاری سیاست پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها در دوره‌های مختلف چگونه بوده است؟»، «تأثیرشاخص بازار سهام بر تولید و سطح قیمت‌ها در شرایط مختلف اقتصادی چگونه است؟» و «سهم کانال قیمت سهام در انتقال سیاست پولی در دوره‌های مختلف بر تولید و سطح قیمت‌ها چقدر است؟» بسیار مفید و حائز اهمیت می‌باشد.

برای پاسخ به پرسش‌های فوق لازم است نقش کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گیرد. اما از طرفی ممکن است تغییرات ساختاری در طول دوره مطالعه سبب گردد تا کانال قیمت سهام نقش مختلفی در انتقال آثار سیاست پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها در دوره‌های مختلف داشته باشد. لذا بسیار مفید خواهد بود تا از روش‌های تغییر رژیم، علی‌الخصوص مدل‌های مارکوف سوئیچینگ که دارای قابلیت‌های زیادی برای لحاظ کردن تغییرات ساختاری در رژیم‌های متفاوت می‌باشند، استفاده کرد. بدین جهت در مطالعه حاضر با به کارگیری روش مدل غیر خطی مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری (MS-VAR) و همچنین با استفاده از داده‌های فصلی بانک مرکزی طی دوره ۱۳۷۰Q1 تا ۱۳۹۴Q4 به بررسی مکانیسم‌های انتقال غیر خطی سیاست پولی در ایران از کانال قیمت سهام پرداخته می‌شود.

در مقاله حاضر پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری مربوط به نقش کانال سهام در مکانیزم انتقال پولی و آثار نامتقارن سیاست‌های پولی ارائه می‌شود و سپس مطالعات انجام شده در این حوزه مورد بررسی قرار می‌گیرد. روش تحقیق و معرفی الگو و داده‌های مورد استفاده در این مقاله نیز در بخش سوم معرفی شده است و پس از آن برآورد الگو و یافته‌های تحقیق در مورد سهم کانال قیمت سهام در بخش چهارم بیان می‌شود و در بخش پنجم نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری نهایی پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

در این بخش، مبانی نظری و پیشینه تحقیق در خصوص مکانیزم‌های انتقال سیاست‌های پولی ارائه می‌گردد.

۱-۲- ادبیات موضوع

ایراد اساسی وارد بر مدل‌های کینزی برای تحلیل مکانیزم انتقال پولی آن است که این مدل‌ها تنها بر قیمت دارایی‌ها، نرخ بهره یا در مدل تیلور روی هر دو مورد نرخ بهره و نرخ ارز تأکید می‌کنند، در حالی که پولیون اعتقاد دارند که پول می‌تواند روی قیمت نسبی تمام دارایی‌ها و ثروت حقیقی مؤثر باشد. از نظر پولیون یک شوک پولی، قیمت طیف گسترده‌ای از دارایی‌های داخلی و خارجی را تغییر می‌دهد (میشکین[1]، ۱۹۹۵). از این رو محدود نمودن مکانیزم انتقال پولی به کانال نرخ بهره حتی با تعبیر هزینه استقراض از آن، نمی‌تواند گویای تمام واقعیت باشد. در این راستا پولیون نقش کانال قیمت دارایی‌ها و به طور خاص قیمت سهام را به صورت زیر معرفی می‌کنند:

۱-۱-۲- کانال قیمت سهام

عوامل مؤثر بر قیمت سهام را می‌توان به دو دسته داخلی و خارجی تقسیم کرد. عوامل داخلی عبارتند از: سیاست تقسیم سود، سهام جایزه و تجزیه سهام، کیفیت اطلاعات مالی، مدیریت و صنعت. عوامل خارجی عبارتند از: عوامل فرهنگی، عوامل سیاسی- اجتماعی، عوامل فنی (تکنولوژیک)، کارگزاران و بورس بازان، بازده سایر دارایی‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی. منظور از متغیرهای کلان اقتصادی متغیرهای GNP، سیاست پولی و مالی، مالیات، تورم، بهره، پس‌انداز، بدهی‌های خارجی و نرخ ارز می‌باشد.

از زوایای مختلف می‌توان نحوه اثرگذاری میزان حجم پول بر شاخص قیمت سهام را بیان نمود. از دیدگاه «اثر مانده حقیقی» افزایش نقدینگی موجب به هم خوردن تعادل مانده حقیقی پول می‌شود. اما از آن‌جا که افراد تمایل دارند تعادل مانده حقیقی خود را حفظ کنند، سعی می‌کنند حجم پول اضافی را به طرف خرید سایر دارایی‌های مالی از جمله سهام سوق دهند. لذا از این دیدگاه ملاحظه می‌شود که افزایش حجم پول موجب افزایش تقاضا و بالتبع آن افزایش قیمت سهام می‌شود. یکی از روش‌های ارزش‌گذاری قیمت سهام مدل ارزش فعلی جریانات نقدی است. بر اساس مدل تنزیل جریانات نقدی زیر، قیمت سهام برابر با ارزش حال سود سهام می‌باشد (والش، ۲۰۱۰):

[1]. Mishkin (1995)

$$s_t = E_t\left[\sum_{j=1}^{k}\left(\frac{1}{1+R}\right)^j D_{t+j}\right] + E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^k s_{t+k}\right] \quad (۱)$$

که در رابطه (۱)، E_t انتظارات شرطی بر اساس اطلاعات در دسترس فعالان بازار سهام در زمان t، R نرخ بازدهی که توسط فعالان بازار سهام برای سود سهام آینده تنزیلی مورد استفاده قرار می‌گیرد و k افق زمانی سرمایه‌گذار می‌باشد. سیاست پولی از دو طریق بر بازدهی بازار سهام تأثیر می‌گذارد:

اول، یک اثر مستقیم بر بازدهی سهام با تغییر نرخ تنزیل، به طور مستقیم سیاست پولی انقباضی باعث افزایش نرخ تنزیل می‌شود که این افزایش باعث کاهش قیمت سهام و در نتیجه فعالیت کمتر اقتصادی در آینده می‌شود. دوم، یک اثر غیر مستقیم بر ارزش بنگاه‌ها توسط تغییرات جریان نقدینگی مورد انتظار آینده دارد. انتظار می‌رود که سیاست پولی انبساطی سطح فعالیت‌های اقتصادی را افزایش دهد و قیمت‌های سهام نیز در جهت مثبت عکس‌العمل نشان دهند. بنابراین فرض بر وجود ارتباط بین سیاست‌های پولی و مجموع اقتصاد حقیقی است.

از آن‌جا که سیاست پولی انبساطی باعث افزایش فعالیت‌های اقتصادی، افزایش قیمت سهام و افزایش عایدی سهام می‌شود و سیاست پولی انقباضی عکس آن است. در نتیجه شرکت کنندگان در بازار سهام توجه زیادی بر انبساطی و یا انقباضی بودن سیاست پولی می‌کنند. از نظر تئوری رابطه بین حجم پول و شاخص کل قیمت سهام مثبت است، زیرا افزایش نقدینگی تقاضا برای دارایی‌ها و از جمله سهام را افزایش می‌دهد، در نتیجه با افزایش تقاضا برای سهام قیمت آن بالا می‌رود (نونژاد و همکاران، ۱۳۹۱).

الف) اثر بازار سهام بر سرمایه‌گذاری (نظریه Q توبین)

توبین Q را به عنوان ارزش بازاری بنگاه نسبت به هزینه جایگزینی تعریف می‌کند. در نتیجه اگر Q بالا باشد، قیمت بازاری بنگاه نسبت به هزینه جایگزینی سرمایه بیشتر می‌شود. بنابراین ماشین آلات و تجهیزات سرمایه‌ای جدید نسبت به ارزش بازاری بنگاه‌ها ارزان هستند. در این حالت بنگاه می‌تواند از طریق انتشار سهام و بدست آوردن قیمت بالا برای آن‌ها نسبت به هزینه‌ای که برای تسهیلات پرداخت می‌کند، به سرمایه‌گذاری جدید مشغول شود و هزینه سرمایه‌گذاری بنگاه

افزایش پیدا می‌کند؛ زیرا بنگاه می‌تواند مقدار زیادی کالاهای سرمایه‌ای جدید را با صرف مقدار کمی از سهام خریداری کند. در حالت عکس، زمانی که Q پایین باشد، بنگاه نمی‌تواند بر روی کالاهای سرمایه‌ای جدید هزینه کند، زیرا ارزش بازاری سهام نسبت به هزینه سرمایه پایین است (میشکین،۲۰۰۱).

در نتیجه اگر فرض کنیم عرضه پول افزایش پیدا می‌کند، عموم مردم در می‌یابند که پول بیش‌تری نسبت به آن‌چه که می‌خواستند در دست دارند. در این صورت می‌خواهند به سرعت از طریق هزینه کردن از دست آن رهایی پیدا کنند. یکی از مکان‌هایی که برای سرمایه‌گذاری وجود دارد، بازار سهام است. بنابراین تقاضا برای سهام افزایش و در نتیجه قیمت سهام افزایش پیدا می‌کند که در پی آن Q افزایش می‌یابد و در نتیجه هزینه‌های سرمایه‌گذاری افزایش پیدا می‌کند.

حجم پول ↑ ⟸ تقاضا برای سهام ↑ ⟸ قیمت سهام ↑ ⟸ Q توبین ↑ ⟸ مخارج سرمایه‌گذاری ↑ ⟸ تولید کل ↑

ب) اثر ثروت خانوار

یکی دیگر از کانال‌هایی که برای قیمت دارایی معرفی گردید، اثر ثروت می‌باشد که توسط مودیگلیانی بیان شده است. در این قسمت تمرکز بر ثروت مالی افراد است که ناشی از افزایش قیمت سهام بنگاه‌ها می‌باشد. به عبارتی بنا بر نظریه مودیگلیانی مصرف خانوار تابعی از درآمد افراد در طول دوران زندگی اعم از درآمدی که ناشی از سرمایه مادی، انسانی و ثروت مالی افراد است. لذا سهام یکی از اجزاء ثروت مالی و به تبع آن یکی از منابع دوره زندگی مصرف‌کننده است. بنابراین زمانی که قیمت سهام در نتیجه‌ی سیاست پولی انبساطی افزایش پیدا می‌کند، حجم ثروت مالی افزایش و این به نوبه‌ی خود منابع طول دوره زندگی مصرف‌کننده را افزایش می‌دهد (پاتلیس[1]، ۲۰۰۲).

حجم پول↑ ⟸ تقاضا برای سهام ↑ ⟸ قیمت سهام ↑ ⟸ثروت خانوار↑ ⟸ مخارج مصرفی و مصرف↑ ⟸ تولید کل ↑

[1]. Patelis (2002)

ج) اثر ترازنامه

به نظر برنانکه و گرتلر[1] (۱۹۹۹) رابطه قیمت دارایی‌ها و اقتصاد حقیقی بیشتر از طریق کانال ترازنامه برقرار است. زیرا به خاطر وجود اصطکاک در بازار اعتبارات، وضعیت گردش نقدی و شرایط ترازنامه‌ها، عوامل تعیین‌کننده‌ای در توانایی دسرسی بنگاه‌ها به وام می‌باشند. لذا در کانال ترازنامه، سیاست پولی انبساطی باعث افزایش قیمت سهام می‌شود و در کنار آثار دیگر، سیاست پولی انبساطی باعث افزایش ارزش خالص فعلی بنگاه‌ها و افزایش اعطای وام بانکی شده و منجر به افزایش مخارج سرمایه‌گذاری و تقاضای کل می‌شود. زیرا که سیاست پولی انبساطی باعث کاهش مسائل انتخاب معکوس و خطرات اخلاقی[2] می‌شود.

حجم پول↑ ⟸ تقاضا برای سهام ↑ ⟸ قیمت سهام ↑ ⟸ خالص ارزش دارایی↑ ⟸ ریسک اعطای وام ↓ ⟸ وام و تسهیلات پرداختی ↑ ⟸ مخارج سرمایه‌گذاری ↑ ⟸ تولید کل ↑

۲-۱-۲- عدم تقارن اثرات سیاست‌های پولی

از مدت‌ها پیش اقتصادانان تشخیص داده‌اند که رفتار پویای برخی متغیرهای اقتصادی و روابط بین تعدادی از متغیرهای اقتصادی غیر خطی است. نظریه‌پردازان اقتصادی و همچنین پژوهشگران تجربی اهمیت چنین مدل‌های غیر خطی را تأکید نموده‌اند. غیر خطی بودن روابط بدین معناست که در دوره‌های مختلف نحوه اثرپذیری و اثرگذاری متغیرها می‌تواند متفاوت باشد. در این راستا طی سال‌های گذشته و بر مبنای نظریه کینزین‌های جدید و همچنین مطالعات تجربی انجام شده، علاوه بر تأکید بر خنثی نبودن پول، به اثرات نامتقارن پول بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید واقعی و سطح اشتغال اشاره شده است. در این مطالعات بیان شده که نه تنها پول بر متغیرهای اقتصادی بی‌تأثیر نیست، بلکه این اثرات به شکل نامتقارنی بر متغیرهای واقعی اعمال می‌شوند. نظریات بسیاری در خصوص اثرات نامتقارن سیاست پولی وجود دارد که می‌توان در سه گروه عمده زیر طبقه‌بندی کرد:

---

[1]. Bernanke and Gertler (1999)
[2]. Inverse Selection & Moral Hazard

گروه اول به اثرات نامتقارن ناشی از جهت علامت پولی اشاره دارند. به طوری که شوک‌های منفی اثرات قوی‌تری نسبت به شوک‌های پولی مثبت بر تولید دارند. این نوع از عدم تقارن به دلیل منحنی عرضه کل محدب ناشی از چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدهای اسمی است. یک مثال برای این نوع از عدم تقارن، در مدل بال و منکیو[1] (۱۹۹۴) بیان شده است. در این مدل، تعدیل نامتقارن قیمت‌ها ناشی از فرض وجود روند مثبت در تورم می‌باشد. در حالت نرمال و بدون اعمال سیاست پولی، تورم سبب می‌شود تا بنگاه‌ها قیمت‌های انتظاری بالاتر از سطح تورم فعلی داشته باشند، در نتیجه اثر یک شوک مثبت پولی موجب افزایش شکاف قیمت‌های انتظاری و فعلی می‌شود. در حالی که شوک‌های منفی پولی موجب نزدیک شدن سطح تورم انتظاری به تورم فعلی می‌شود. بنابراین اثرات شوک منفی می‌تواند، اثرات جدی‌تری بر سطح تولید بنگاه داشته باشد.

نوع دوم عدم تقارن اثرات سیاست پولی به دلیل اندازه سیاست پولی اتخاذ شده می‌باشد. به طوری که شوک‌های کوچک‌تر دارای اثرات بزرگ‌تری نسبت به شوک‌های بزرگ‌تر می‌باشند. مدل فهرست‌بهای بال و رومر[2] (۱۹۸۹، ۱۹۹۰) یک مدل خلاصه اما کامل از این نوع عدم تقارن می‌باشد. در این مدل، وقتی یک شوک یا سیاست پولی کوچک اعمال می‌شود، سطح تولید تغییر کرده و سطح قیمت‌ها ثابت می‌ماند، زیرا بعد از شوک پولی کوچک، مطلوبیت ثابت نگه داشتن قیمت‌ها برای تولیدکننده به دلیل وجود هزینه فهرست‌بها، بزرگ‌تر از مطلوبیت تغییر قیمت‌هاست. تعدیل قیمت‌ها بزرگ‌تر از ثابت نگه‌داشتن قیمت‌هاست، در نتیجه قیمت‌ها تغییر می‌کنند و تولید ثابت می‌ماند.

نوع سوم عدم تقارن سیاست‌های پولی به نحوه اثرگذاری این سیاست‌ها در شرایط مختلف اقتصادی از قبیل رکود و رونق بستگی دارد. این اثر به دلیل وجود اصطکاک در بازار اعتبارات ناشی از عدم تقارن اطلاعات بین وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان می‌باشد. در نتیجه‌ی این اصطکاک، سیاست پولی علاوه بر نرخ بهره بر هزینه مالی بیرونی که تقویت‌کننده اثرات سیاست پولی بر هزینه استقراض، تقاضای سرمایه و تولید حقیقی می‌باشد، اثر می‌گذارد (ژو و سباستین[3]، ۲۰۰۷). از آن‌جا که رکود باعث کاهش ارزش وثیقه‌ها می‌گردد، در نتیجه جایگاه اقتصادی بنگاه‌ها تضعیف شده و

[1]. Ball and Mankiw (1994)
[2]. Ball and Romer (1989, 1990)
[3]. Zhu and Sebastian (2007)

موجب می‌شود تا پرداخت تسهیلات و اعتبار از طرف بانک‌ها در زمان رکودها سخت‌تر از رونق شود. در نتیجه اثرات سیاست پولی می‌تواند در زمان رکود اقتصادی شدیدتر باشد.

۲-۲-پیشینهٔ تحقیق

در جدول (۲) به مرور مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در رابطه با نقش کانال قیمت سهام در مکانیسم انتقال پول، پرداخته می‌شود.

جدول ۲: مطالعات پیشین تحقیق

نویسنده	قلمرو مکانی	روش تحقیق	نتایج تحقیق
آنا شوارتز[1] (۲۰۰۳)	آمریکا و ژاپن	VAR	کانال قیمت سهام نقش فعالی در انتقال آثار پولی به تولید و تورم داشته است و بانک‌های مرکزی دو کشور نباید بدون توجه به قیمت دارایی، سیاست‌های پولی اتخاذ کنند.
بوقرارا[2] (۲۰۰۸)	تونس و مراکش	VAR	نتایج اصلی این پژوهش نشان داد که هیچ یک از کانال‌های نرخ ارز و قیمت دارایی در اقتصاد کشورهای مذکور، کارا و فعال نیست. کانال اعتباردهی در تونس فعال است و از کانال مرسوم نرخ بهره قوی‌تر عمل می‌کند. این کانال در مراکش نیز فعال است ولی قدرت اثربخشی کمتری نسبت به اقتصاد تونس دارد.
گودهارت و هافمن[3] (۲۰۰۸)	۱۷ کشور صنعتی	Panel VAR	بر اساس نتایج این تحقیق، قیمت دارایی (سهام) اثر قابل توجهی بر متغیرهای کلان داشته و همچنین در زمان افزایش قیمت سهام، کانال اعتباری نیز توانسته سهم بیشتری در انتقال آثار پولی داشته باشد.
موسو و همکاران[4] (۲۰۱۱)	آمریکا و اتحادیه اروپا	SVAR	بر اساس نتایج تحقیق کانال قیمت دارایی (قیمت مسکن) در آمریکا و کانال اعتباری در اتحادیه اروپا بیشترین نقش را در انتقال آثار پولی داشته‌اند.
نیلز و همکاران[5] (۲۰۱۵)	۲۰ کشور صنعتی	PVAR	نتایج حاکی از فعال بودن کانال قیمت سهام در انتقال پولی می‌باشد، به طوری که این کانال در زمان بحران مالی در کاهش تولید بسیار مؤثر بوده است.
اردوغدو[6] (۲۰۱۷)	ترکیه	VAR	کانال اعتباری و کانال قیمت دارایی در انتقال آثار سیاست پولی بر تولید و قیمت‌ها غیر فعال می‌باشد. همچنین کانال نرخ بهره بیشترین سهم را در انتقال آثار سیاست پولی بر عهده دارد.
اکیموا و همکاران[7] (۲۰۱۷)	روسیه	VAR	کانال اعتباری در انتقال سیاست پولی فعال می‌باشد.

1. Schwartz (2003)
2. Bougharara (2008)
3. Goodhart and Hofmann (2008)
4. Musso (2011)
5. Nils (2015)
6. Erdogdu (2017)
7. Ekimova (2017)

کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴)	ایران	ARCH و GARCH	نتایج نشان می‌دهد که بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای مکانیسم انتقال سیاست پولی نیست.
فرزین‌وش و زنوزی (۱۳۸۸)	ایران	SVAR	بر اساس نتایج تحقیق پول اثرات معنی‌دار و پایداری بر قیمت سهام، قیمت مسکن و طلا دارد. از طرفی اما قیمت سهام کمترین تأثیر را بر تولید ناخالص داخلی دارد، در حالی که قیمت مسکن و طلا در حدود ۲۰ درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد. در نتیجه در کانال قیمت دارایی‌ها، قیمت سهام نقش مؤثری در انتقال سیاست پولی به تولید ندارد اما قیمت مسکن و طلا مهم‌ترین واسطه‌های انتقال پول می‌باشند.
مشیری و واشقانی (۱۳۸۹)	ایران	VAR	نتایج این مطالعه حاکی از این است که هیچ‌کدام از کانال‌ها سهمی در انتقال شوک پولی به تولید نداشته‌اند. اما در انتقال آثار تورمی به ترتیب کانال قیمت دارایی، نرخ بهره، نرخ ارز و اعتبار مؤثر بوده‌اند.
کمیجانی و علی‌نژاد (۱۳۹۱)	ایران	VAR	ایشان قدرت اثرگذاری چهار کانال اصلی انتقال پولی (شامل کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی (سهام) و کانال اعتباری) بر نرخ رشد تولید واقعی و نرخ تورم را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. بر اساس یافته‌های تحقیق، هر چهار کانال در انتقال پولی فعال می‌باشند و همچنین از طریق کانال وام‌دهی بانکی سیاست پولی بیشترین تأثیر را بر رشد تولید واقعی و از طریق کانال نرخ ارز، سیاست پولی بیشترین اثرگذاری را بر تورم داشته است.
بهرامی‌نیا و همکاران (۱۳۹۶)	ایران	DSGE	در این مطالعه اثرات شوک‌های پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها از کانال قیمت دارایی با تأکید بر بخش مسکن بررسی شده است، نتایج این تحقیق بیانگر این است که افزایش رشد حجم پول از طریق افزایش قیمت دارایی‌ها موجب افزایش تولید و سطح قیمت‌ها می‌شود. همچنین اثرات شوک پولی بر سطح قیمت‌ها از کانال قیمت دارایی طولانی‌تر از تولید می‌باشد.

همان‌طور که جدول (۲) گویاست، نتایج مطالعات در رابطه با سهم کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول مختلف بوده است، به طوری که برخی از مطالعات از جمله مشیری و واشقانی (۱۳۸۹) و کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴) سهم قیمت سهام در مکانیزم انتقال پولی را ناچیز برآورد کرده‌اند. برخی از مطالعات مانند مطالعه کمیجانی و علی‌نژاد کانال قیمت سهام در انتقال پول را فعال اما سهم آن را اندک تخمین زده‌اند، اما در برخی از مطالعات مانند شوارتز (۲۰۰۳) و اکیموا و همکاران (۲۰۱۷) سهم کانال قیمت سهام در انتقال پول قابل توجه برآورد شده است. این تفاوت در نتایج می‌تواند ناشی از نوع داده‌های مورد استفاده، روش‌های اقتصادسنجی و قلمرو مکانی مطالعات انجام شده باشد. به هرحال تاکنون مطالعه مکانیزم‌های انتقال غیر خطی سیاست پولی از طریق کانال قیمت سهام با استفاده از روش‌های غیر خطی علی‌الخصوص مدل مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری (MSVAR) زیاد مورد توجه قرار نگرفته است، در حالی که ممکن است انتقال پول در شرایط مختلف اقتصادی کارکرد و کارایی مختلفی داشته باشد و اثربخشی سیاست‌های پولی را تحت تأثیر قرار دهد.

۳- روش تحقیق

بخش روش‌شناسی تحقیق به ارائه مدل تحقیق، الگوی تحقیق و داده‌های مورد استفاده در تحقیق می‌پردازد.

۳-۱- مدل تحقیق

همیلتون[1] در سال ۱۹۸۹ برای اولین بار از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در ادبیات اقتصاد سنجی سری‌های زمانی استفاده نمود. تحقیقات همیلتون به‌طور ویژه بر این پایه بنا شده بود که نه تنها رفتار غیر خطی در سری‌های زمانی اقتصادی وجود دارد، بلکه این رفتار غیر خطی به‌طور خاص در عدم تقارن چرخه‌های اقتصادی معنی می‌شود. همیلتون مدلی ارائه می‌دهد که با شناخت انتقال دوره‌ای از یک نرخ رشد مثبت به نرخ رشد منفی ناشی از چرخه‌های تجاری آمریکا می‌توان اثرات متفاوت این تغییر را در رفتار اقتصادی مشاهده کرد.

بعد از مطالعه همیلتون، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ به‌طور بسیار گسترده‌ای در تحلیل پدیده‌های مختلف اقتصادی به کار گرفته شده‌اند. در مطالعات کرولزیگ[2] (۱۹۹۷) و کیم و نلسون[3] (۱۹۹۹) به خوبی به کاربردهای متنوع مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و چگونگی برآورد آن‌ها پرداخته شده است.

مطالعه کرولزیگ (۱۹۹۸) علاوه بر توسعه مدل‌های (MSVAR) برای راحتی و ساده‌سازی، امکان برآورد مدل‌های MSVAR در نرم افزار OX را فراهم نمود. این نرم افزار قادر است تا به سادگی تکنولوژی مارکوف سوئیچینگ که زبان برنامه نویسی بسیار پیچیده‌ای دارد را در دسترس قرار دهد تا بتوان در تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی از مدل‌های MSVAR استفاده نمود.

در ادامه نیز امکان استفاده از توابع واکنش آنی در چارچوب مدل‌های MSVAR برای اولین بار در مقاله‌ی کرولزیگ و تورو[4] (۱۹۹۹) مورد بحث قرار گرفت. بر اساس نتایج این مطالعه، توابع واکنش در مدل‌های MSVAR حاصل تغییرات درون‌زای رژیم‌ها می‌باشند. این توابع با نام «توابع

---

1. Hamilton
2. Krolzig (1997)
3. Kim and Nelson (1999)
4. Krolzig and Toro (1994)

واکنش وابسته به رژیم» نامیده می‌شوند و برای رژیم‌های مختلف به صورت جداگانه محاسبه می‌شوند. از طرفی نحوه محاسبه توابع واکنش وابسته به رژیم در مطالعه اهرمان، الیسون و والا[1] (۲۰۰۳) مورد تحلیل قرار گرفته است.

ایده‌ی اصلی مدل‌های مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری (MSVAR) در این است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم s_t بستگی دارند، در عین حال s_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به‌دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده y_t به صورت زیر خواهد بود:

$$p(y_t|Y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} f(y_t|Y_{t-1}, \theta_1) if s_t = 1 \\ \dots \\ f(y_t|Y_{t-1}, \theta_n) if s_t = n \end{cases} \quad (۲)$$

به طوری‌که θ_n بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم‌های مختلف و Y_{t-1} نشان‌گر $[Y_{t-j}]_{j=1}^{\infty}$ می‌باشد. برای یک رژیم مشخص s_t، y_t را می‌توان به وسیله مدل VAR(p) زیر نشان داد:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (۳)$$

که $u_t \sim NID[0, \sum s_t]$ می‌باشد. برای تکمیل کردن فرآیند ایجاد داده‌ها نیاز به شناخت نحوه‌ی تغییر در رژیم (s_t) می‌باشد، که در مدل‌های MS فرض می‌شود s_t به وسیله‌ی زنجیره مرتبه‌ی اول مارکوف زیر ایجاد می‌شود:

$$Pr\left\{s_t \middle| [s_{t-j}]_{j=1}^{\infty}, [Y_{t-j}]_{j=1}^{\infty}\right\} = Pr\{s_t|s_{t-1}; \rho\} \quad (۴)$$

که در آن ρ برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم‌هاست. بر اساس این فرض می‌توان احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را به‌دست آورد:

$$p_{i,j} = Pr\{s_{t+1} = j|s_t = i\}, \quad \sum_{j=1}^{n} p_{i,j} = 1 \quad \forall i,j \in \{1, 2, \dots, n\} \quad (۵)$$

[1]. Ehrmann, Ellison and Valla (2003)

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $\boldsymbol{n \times n}$، ماتریس احتمال انتقالات $\boldsymbol{p}$ به دست می‌آید که هر عنصر از آن $\boldsymbol{p_{i,j}}$ احتمال وقوع رژیم $\boldsymbol{j}$ بعد از رژیم $\boldsymbol{i}$ را نشان می‌دهد.

$$\boldsymbol{p} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{p_{11}} & \cdots & \boldsymbol{p_{n1}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \boldsymbol{p_{1n}} & \cdots & \boldsymbol{p_{nn}} \end{bmatrix} \qquad \boldsymbol{0 \le p_{ij} \le 1} \tag{۶}$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MS-VAR زیر می‌شود:

$$\boldsymbol{y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t} \tag{۷}$$

که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم $\boldsymbol{(s_t)}$ وابسته هستند. بنابراین مدل فوق را می‌توان به شکل زیر هم نشان داد:

$$\boldsymbol{y_t} = \begin{cases} \boldsymbol{v_1 + A_{11}y_{t-1} + \cdots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_1^{\frac{1}{n}} u_t \; if s_t = 1} \\ \cdots \\ \boldsymbol{v_n + A_{1n}y_{t-1} + \cdots + A_{pn}y_{t-p} + \sum_1^{\frac{1}{n}} u_t \; if s_t = n} \end{cases} \tag{۸}$$

در مدل فوق $\boldsymbol{y_t}$ یک بردار $\boldsymbol{n}$ بعدی شامل متغیرهای درون‌زای مورد بررسی بوده و اجزای اخلال دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\boldsymbol{\sum(s_t)}$ است. متغیر پنهان $\boldsymbol{s_t}$ نیز از یک زنجیره مارکوف با احتمالات انتقال ثابت پیروی می‌کند و بیانگر وضعیت رژیم‌های متغیرهای مورد بررسی است (کرولزیگ[1]، ۱۹۹۸).

یکی از مزیت‌های الگوهای خودهمبسته برداری توانایی در نمایش پویایی متغیرهاست. با استفاده از توابع ضربه واکنش، می‌توان واکنش متغیرهای الگو و همچنین نوسانات اقتصادی حاصله از شوک‌ها و زمان‌یابی نوسانات را استخراج کرد. در مدل MS-VAR برای مطالعه پویایی سیستم و همچنین تجزیه و تحلیل مدل از «توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم[2]» استفاده می‌شود.

---

1. Krolzig (1998)
2. Regime-dependent Impulse Response Function

توابع ضربه واکنش استاندارد نحوه واکنش متغیر درون‌زا به تکانه‌ی دیگر متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. به عبارتی مقدار تغییر در متغیر درون‌زا بعد از تغییر در یکی از متغیرهای مدل به اندازه‌ی یک انحراف معیار را شامل می‌شود. اما در مدل MS-VAR این توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم‌های مدل می‌باشند و برای هرکدام از رژیم‌ها، توابع ضربه واکنش جداگانه‌ای محاسبه می‌شود. در حالتی که مدل MS-VAR دارای k متغیر و m رژیم باشد، تعداد توابع ضربه واکنش مدل برابر $\mathbf{mk^2}$ خواهد بود. فرمول زیر بیانگر رابطه ریاضی نحوه محاسبه توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم برای یک رژیم مشخص $\boldsymbol{s_t = i}$ می‌باشد. این رابطه مقدار تغییر متغیر Y در زمان t+h که به خاطر تکانه در متغیر X در زمان t رخ داده است را نشان می‌دهد:

$$\left.\frac{\partial Y_{t+h}}{\partial \varepsilon_{X,t}}\right|_{s_t=\cdots=s_{t+h}} = \vartheta_{YX,h} for, h \geq 0 \qquad (۹)$$

در رابطه فوق بعد از تکانه در متغیر X در زمان t در تمام h دوره‌ی بعدی فرض می‌شود که در رژیم $\boldsymbol{s_t = i}$ قرار می‌گیریم. برای تمامی رژیم‌ها به این شکل عمل می‌شود تا در نهایت تمامی توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم بدست آید (ارمان و همکاران[1]، ۲۰۰۳).

۲-۳- الگوی تحقیق

بعد از آشنایی با مدل MS-VAR و آشنایی با توابع ضربه واکنش، نحوه برآورد و تعیین سهم کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال سیاست‌های پولی در مطالعه حاضر به شرح زیر خواهد بود:
برای تعیین سهم و میزان اهمیت کانال قیمت سهام، مطابق با رویه مطالعات مورسینک و بایونی[2] (۲۰۰۱)، دیسیات و ونگسین سیریکل[3] (۲۰۰۳)، احمد و همکاران[4] (۲۰۰۵)، فوجیوارا[5] (۲۰۰۶) و علیم[6] (۲۰۱۰) عمل خواهد شد. در این راستا به منظور اندازه‌گیری نقش کانال نرخ ارز در اشاعه سیاست پولی خواهیم داشت:

---
1. Ehrmann (2003)
2. Morsink and Bayoumi (2001)
3. Disyat and Vongsinsirikul (2003)
4. Ahmad (2005)
5. Fujiwara (2006)
6. Aleem (2010)

ابتدا متغیر شاخص بورس تهران که معرف کانال مورد نظر است به الگوی پایه به صورت درون‌زا اضافه شده و توابع واکنش وابسته به رژیم آن برآورد می‌شود. این مدل، "مدل کانال درون‌زا" نامیده می‌شود. سپس متغیر فوق را از فهرست متغیرهای درون‌زا حذف نموده و به فهرست متغیرهای برون‌زا با همان تعداد وقفه در الگوی اول اضافه کرده و مجدداً توابع واکنش وابسته به رژیم برآورد می‌شود. این مدل نیز "مدل کانال برون‌زا" نامیده می‌شود. سپس تفاوت دو تابع واکنش نشان‌دهنده سهم کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پولی است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در این روش دو الگوی مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری وجود دارد که در یکی از آن‌ها نماینده کانال مورد نظر در لیست متغیرهای درون‌زا و در دیگری در لیست متغیرهای برون‌زا قرار دارد. الگوی دوم مشابه الگوی خودهمبسته برداری اول بوده و حتی دارای اختلالات متعامد یکسانی است، به جز آن که در الگوی دوم هر واکنشی که از مسیر کانال مورد نظر عبور می‌کند به‌طور کامل مسدود شده است.

نمایش ریاضی رویه فوق در یک الگوی سه متغیره به صورت زیر است:

$$\mathbf{LGDP_t} = \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\alpha_{1i}(s_t)}\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\beta_{1i}(s_t)}\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{1i}(s_t)}\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{1i}(s_t)}\mathbf{LSP_{t-i}}$$

$$\mathbf{LCPI_t} = \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\alpha_{2i}(s_t)}\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\beta_{2i}(s_t)}\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{2i}(s_t)}\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{2i}(s_t)}\mathbf{LSP_{t-i}}$$

$$\mathbf{LMB_t} = \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\alpha_{3i}(s_t)}\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\beta_{3i}(s_t)}\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{3i}(s_t)}\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{3i}(s_t)}\mathbf{LSP_{t-i}}$$

$$\mathbf{LSP_t} = \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\alpha_{4i}(s_t)}\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\beta_{4i}(s_t)}\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{4i}(s_t)}\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{4i}(s_t)}\mathbf{LSP_{t-i}}$$

بعد از مدل درون‌زا، مدل برون‌زا به شکل زیر برآورد می‌شود:

$$\mathbf{LGDP_t} = \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\alpha_{5i}(s_t)}\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\beta_{5i}(s_t)}\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{5i}(s_t)}\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{5i}(s_t)}\mathbf{LSP_{t-i}}$$

$$\mathbf{LCPI_t} = \sum_{i=1}^{p} \alpha_{6i}(s_t)\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{6i}(s_t)\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_{6i}(s_t)\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_{6i}(s_t)\mathbf{LSP_{t-i}}$$

$$\mathbf{LMB_t} = \sum_{i=1}^{p} \alpha_{7i}(s_t)\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{7i}(s_t)\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_{7i}(s_t)\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_{7i}(s_t)\mathbf{LSP_{t-i}}$$

$\mathbf{LGDP_t}$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی بدون نفت، $\mathbf{LCPI_t}$: لگاریتم طبیعی شاخص کل قیمت مصرف‌کننده، $\mathbf{LMB_t}$: لگاریتم طبیعی مانده حقیقی حجم پایه پولی، $\mathbf{LSP_t}$: لگاریتم طبیعی شاخص کل بورس تهران، و $\mathbf{s_t}$: رژیم مورد نظر در مدل مارکوف سوئیچینگ.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود این رویه منجر به الگوی خودهمبسته‌ای می‌شود که دو معادله اول همانند الگوی اول است، اما توابع ضربه- واکنش وابسته به رژیم حاصل از آن متفاوت خواهد بود. چرا که کنش و واکنش میان متغیرها که از LSP_t عبور می‌کند، مسدود شده است. به همین دلیل مقایسه دو سری توابع ضربه و واکنش وابسته به رژیم، سهم و اهمیت نسبی کانال مورد نظر را در مکانیزم انتقال پولی فراهم می‌نماید.

تغییر عمده و معنی‌دار در مسیر تولید، به این معناست که کانال مورد نظر قسمت مهمی از سازوکار انتقال پولی را تشکیل می‌دهد. در مقابل اگر توابع وابسته به رژیم مدل‌های فوق به هم نزدیک باشد، کانال مورد نظر قدرت ضعیفی در سازوکار انتقال پولی بر عهده دارد. دلیل این استدلال نیز این است که اثر کانال ویژه‌ای در نظام بلوک می‌شود و اگر ملاحظه شود که مسیر توابع عکس‌العمل تولید به تکانه پولی، هنوز قادر است به طور منطبق بر مسیر شبیه مدل درون‌زا را دنبال کند، به این معنی است که به طور کلی سهم نهایی کانال مورد نظر در اثربخشی بر تولید کوچک است. این دیدگاه شبیه روش مورد استفاده در مقاله رمزی[1] (۱۹۹۳) است. سهم کانال به روش زیر و به تفکیک هریک از رژیم‌ها محاسبه می‌شود:

$$\boldsymbol{Distancemeasure} = \frac{\vartheta_h^{En} - \vartheta_h^{Ex}}{\vartheta_h^{En}} \boldsymbol{foreachh}$$

در معیار فوق $\boldsymbol{\vartheta_h^{En}}$: واکنش تولید یا سطح قیمت‌ها به تکانه پول در مدل درون‌زا و $\boldsymbol{\vartheta_h^{Ex}}$: واکنش تولید یا سطح قیمت‌ها به تکانه پولی در مدل برون‌زا می‌باشد که این معیار برای دوره‌های مختلف

[1]. Ramsey (1993)

محاسبه شده و چون از بعد خاصی برخوردار نیست، از آن برای مقایسه سهم هر کانال انتقال در دوره‌ها و رژیم‌های مختلف استفاده می‌شود (اندات[1]، ۲۰۰۵).

۴- یافته‌های پژوهش

نخستین مرحله در برآورد مدل‌های سری زمانی، بررسی وضعیت متغیرها از نظر مانایی می‌باشد. در این مطالعه برای بررسی وضعیت مانایی متغیرها از آزمون KPSS[2] که از متداول‌ترین آزمون‌های ریشه واحد با در نظر گرفتن امکان شکست ساختاری می‌باشد، استفاده می‌شود. فرضیه صفر در آزمون KPSS مانایی متغیر مورد نظر می‌باشد و در صورت رد فرضیه صفر، مانایی متغیر مورد نظر رد شده و وجود ریشه واحد تأیید می‌گردد. نتایج آزمون KPSS در جدول (۳) ارائه شده است:

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد KPSS

نتیجه آزمون	یکبار تفاضل‌گیری				سطح متغیر				نام متغیر
	مقدار بحرانی			مقدار آماره	مقدار بحرانی			مقدار آماره	
	٪ ۱۰	٪ ۵	٪ ۱		٪ ۱۰	٪ ۵	٪ ۱		
مانا نیست- I(1)	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۰۹۲	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۱/۱۲۵*	LGDP
مانا نیست- I(1)	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۲۵۸	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۱/۱۳۲*	LCPI
مانا نیست- I(1)	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۱۳۷	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۹۴۷*	LMB
مانا نیست- I(1)	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۰۳۹۴	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۱/۱۰۰*	LSTOCK

منبع: یافته‌های تحقیق

* بیانگر رد فرضیه صفر در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

اگرچه آزمون ریشه واحد دلالت بر این دارد که تمام متغیرهای مدل دارای ریشه واحد می‌باشند، اما همانند بسیاری از مقالات مشابه پولی بر پایه VAR، سیستم در سطح تخمین زده می‌شود. زیرا همان‌طور که سیمز، استاک و واتسون (۱۹۹۰) نشان دادند، با وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، پویایی‌های سیستم می‌تواند به درستی در یک سیستم VAR در سطح متغیرها تخمین زده شود (سیمز، استاک و واتسون، ۱۹۹۰: ۱۶). از طرفی باید توجه داشت که برآورد الگو در تفاضل متغیرها، هیچ‌گونه اطلاعی از روابط بین متغیرها در سطح که بیشترین تمرکز نظریه اقتصاد بر آن

[1]. Endut (2005)
[2]. Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin

است را فراهم نمی‌کند (الیم[1]، ۲۰۱۰). بنابراین نگرانی راجع به رگرسیون کاذب که در برآوردهای تک معادله‌ای مطرح است، اهمیت کمتری خواهد داشت. از این رو قبل از برآورد مدل لازم است وجود بردارهای همبستگی بین متغیرهای مدل مورد آزمون قرار گیرد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون و یوسلیوس در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴: آزمون هم انباشتگی بین متغیرهای مدل

λ_{Trace}				λ_{Max}			
فرضیه صفر	**فرضیه مقابل**	**مقدار آماره**	**مقدار بحرانی**	**فرضیه صفر**	**فرضیه مقابل**	**مقدار آماره**	**مقدار بحرانی**
$r = 0^*$	$r > 0$	۵۱/۴۸	۴۷/۸۵	$r = 0^*$	$r = 1$	۳۲/۵۰	۲۷/۵۸
$r \leq 1^*$	$r > 1$	۲۹/۹۸	۲۹/۷۹	$r \leq 1^*$	$r = 2$	۲۸/۹۲	۲۱/۱۳
$r \leq 2$	$r > 2$	۱/۴۷	۳/۸۴	$r \leq 2$	$r = 3$	۱/۴۷	۳/۸۴

منبع: یافته‌های تحقیق

* بیانگر رد فرضیه صفر در سطح ۵ ٪ می‌باشد.

با توجه به نتایج جدول بالا می‌توان دریافت فرضیه صفر آزمون، مبنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی، بر اساس هر دو آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر در سطح معنی‌داری پنج درصد رد می‌شود. در نتیجه وجود دو بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید می‌گردد. لذا مدل MS-VAR در وضعیت سطح متغیرهای مدل تخمین زده می‌شود. به عبارتی چون وجود روابط بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌گردد، از این رو نگرانی راجع به رگرسیون کاذب وجود نخواهد داشت و برای داشتن تحلیل‌های بهتر، مدل در سطح متغیرها تخمین زده می‌شود.

در گام بعدی برای برآورد مدل لازم است تعداد وقفه بهینه بین متغیرها تعیین شود. جدول (۵) مقدار آماره‌های آکائیک، حنان کوئین و شوارتز بیزین را برای چهار وقفه نشان می‌دهد. لازم به توضیح است که حداکثر تعداد وقفه بهینه چهار در نظر گرفته شده است، زیرا به دلیل استفاده از مدل غیر خطی MS-VAR و برآورد چند رژیم برای روابط بین متغیرها، برای حالاتی که تعداد وقفه‌ی بهینه بیش از چهار باشد، تعداد ضرایب برآورد شده توسط مدل بسیار زیاد خواهد بود که علاوه بر کاهش کارایی مدل، می‌تواند تحلیل توابع واکنش و تجزیه واریانس را با مشکل مواجه سازد.

[1]. Aleem (2010)

جدول ۵: آماره آکائیک، شوارتز- بیزین و حنان کوئین جهت تعیین تعداد وقفه بهینه

تعداد وقفه	آماره AIC	آماره SB	آماره HQ
۰	-۰/۰۱۳	-۰/۱۱۷	-۰/۰۵۹
۱	-۱۲/۳۰۵	-۱۱/۷۸۴	-۱۲/۰۹۴
۲*	-۱۴/۲۶۴°	-۱۲/۴۹۲°	-۱۳/۵۴۷°
۳	-۱۳/۷۲۱	-۱۲/۳۶۶	-۱۳/۱۷۲
۴	-۱۳/۴۱۸	-۱۲/۴۸۱	-۱۳/۰۳۹

منبع: یافته‌های تحقیق

* بیانگر تعداد وقفه بهینه مدل می‌باشد.

همان‌طور که در جدول فوق مشخص است، کمترین مقدار برای هر سه آماره آکائیک، شواتز- بیزین و حنان-کوئین در وقفه دوم بدست آمده است. در نتیجه بر اساس هر سه آماره مذکور، تعداد وقفه بهینه مدل دو تعیین می‌گردد. گام بعدی در برآورد مدل تعیین تعداد رژیم بهینه می‌باشد. بدین منظور می‌توان از معیارهای اطلاعات AIC و حداکثر درست نمایی برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. مطالعه‌ی ساراداکیس و سپاگتولو[1] (۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به‌اندازه‌ی کافی بزرگ باشد، استفاده از معیار آکائیک برای تعیین تعداد درست رژیم بهتر خواهد بود. لذا از هر دو آماره AIC و حداکثر درست نمایی برای انتخاب رژیم بهینه استفاده می‌شود. البته باید توجه داشت، در این قسمت نیز همانند بحث قبلی برای این‌که تعداد پارامترهای مدل زیاد نباشد، مدل‌های دو و سه رژیمی مد نظر قرار می‌گیرند.

جدول ۶: تعیین تعداد رژیم بهینه

نوع مدل	تعداد رژیم	آماره AIC	آماره ML
مدل درون‌زا	۲°	-۱۳/۵۶۸	۷۷۵/۹۷۳
	۳	-۱۱/۸۷۹	۶۴۰/۸۶۵
مدل برون‌زا	۲°	-۱۱/۱۱	۶۳۴/۹۶۷

[1]. Psaradakis and Spagnolo

۵۹۰/۷۰۸	-۱۰/۶۵۴	۳	

منبع: یافته‌های تحقیق

* بیانگر تعداد وقفه بهینه مدل می‌باشد.

با توجه به جدول (۶) کم‌ترین مقدار آماره‌ی آکائیک و بیش‌ترین مقدار حداکثر راست نمایی برای هر دو مدل، در تعداد رژیم دو بدست آمده است، در نتیجه تعداد رژیم بهینه دو انتخاب می‌گردد.

بعد از تعیین تعداد وقفه و تعداد رژیم بهینه، مدل MS-VAR با سه وقفه و دو رژیم برآورد می‌شود. در ادامه ابتدا مشخصات هریک از رژیم‌های برآورد شده ارائه می‌شود و سپس بعد از بیان مشخصات کامل رژیم‌ها، نتایج تحقیق بیان می‌شوند.

جدول ۷: مشخصات رژیم‌های صفر و یک به تفکیک مدل‌های درون‌زا و برون‌زا

نوع مدل	نوع رژیم	فصل‌های هر رژیم	تعداد فصل‌ها	احتمال قرار گرفتن در هر رژیم	متوسط نسبت حجم پول به تولید
درون‌زا	رژیم صفر	زمستان ۱۳۸۴ تا زمستان ۱۳۹۵	۴۵	٪ ۴۳	۵/۰۹۱
	رژیم یک	بهار ۱۳۷۰ تا پائیز ۱۳۸۴	۵۹	٪ ۵۷	۰/۶۵۵
برون‌زا	رژیم صفر	زمستان ۱۳۸۴ تا زمستان ۱۳۹۵	۴۵	٪ ۴۳	۵/۰۹۱
	رژیم یک	بهار ۱۳۷۰ تا پائیز ۱۳۸۴	۵۹	٪ ۵۷	۰/۶۵۵

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۷) می‌توان گفت در هر دو مدل، ۴۵ فصل در رژیم صفر و ۵۹ فصل در رژیم یک قرار می‌گیرد. فصل‌های دوره مطالعه از بهار ۱۳۷۰ تا پائیز ۱۳۸۴ در رژیم یک قرار می‌گیرند و رژیم صفر نیز فصل‌های زمستان ۱۳۸۴ تا زمستان ۱۳۹۵ را شامل می‌شود. در ستون آخر جدول فوق، متوسط درصد رشد حجم حقیقی پول در هر فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل به تفکیک رژیم‌های صفر و یک ارائه شده است. نتایج بدست آمده حاکی از این است که به طور متوسط، نرخ رشد مانده حقیقی پول در هریک از فصل‌های رژیم یک در حدود ۰/۶ درصد می‌باشد، در حالی که در رژیم صفر، مانده حقیقی حجم پول در هر فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل خود به طور متوسط در حدود ۵ درصد رشد داشته است. در واقع متوسط رشد حجم حقیقی پول در رژیم صفر نسبت به رژیم یک در حدود ۸ برابر می‌باشد. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت، رژیم یک

شامل فصل‌هایی است که حجم حقیقی پول رشد کمی داشته‌اند و رژیم صفر نیز شامل فصل‌هایی می‌باشد که حجم حقیقی پول رشد زیادی کرده‌اند. لذا همین اختلاف زمینه‌ساز تغییر روابط بین متغیرها و در پی آن موجب تغییر و انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌شود.

جدول ۸: احتمال انتقال بین رژیم‌ها به تفکیک مدل درون‌زا و برون‌زا

مدل درون‌زا	رژیم صفر، T	رژیم یک، T
رژیم صفر، T+1	٪ ۹۸	٪ ۲
رژیم یک، T+1	٪ ۲	٪ ۹۸
مدل برون‌زا	**رژیم صفر، T**	**رژیم یک، T**
رژیم صفر، T+1	٪ ۹۸	٪ ۲
رژیم یک، T+1	٪ ۲	٪ ۹۸

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۸) احتمال انتقال بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج بدست آمده در هر دو مدل درون‌زا و برون‌زا، پایداری هر دو رژیم باهم برابر است. پایداری به معنای این است که در دوره T در هر رژیمی قرار داشته باشیم، در دوره T+1 نیز در همان رژیم باقی بمانیم. در واقع همان‌طور که مشخص است، اگر در دوره T در رژیم صفر قرار گرفته باشیم، با احتمال ۹۸ درصد در دوره بعدی نیز در رژیم صفر خواهیم بود و احتمال انتقال در دوره بعدی به رژیم یک تنها ۲ درصد می‌باشد. همین مورد برای رژیم یک نیز صادق است. به عبارتی اگر در دوره T در رژیم یک باشیم، احتمال انتقال به رژیم یک در دوره بعدی ۹۸ درصد و به رژیم صفر ۲ درصد می‌باشد. در نتیجه میزان پایداری هر دو رژیم زیاد و با هم برابر است. در واقع اگر در رژیم یک قرار داشته باشیم تنها با احتمال ۲ درصد به رژیم صفر که رشد حجم حقیقی پول بالاست، منتقل می‌شویم و بر عکس در صورتی که در رژیم صفر قرار داشته باشیم، احتمال انتقال به رژیمی که درصد رشد حجم حقیقی پول پایین باشد تنها ۲ درصد خواهد بود.

جدول ۹: آزمون‌های خوبی برازش به تفکیک مدل درون‌زا و برون‌زا

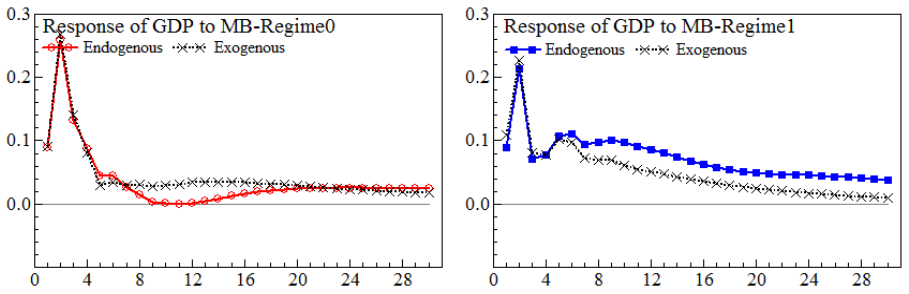
نوع مدل	نام آزمون	آماره آزمون	P-value	نتیجه آزمون
مدل درون‌زا	Linearity LR-test Chi^2(23)	۲،۰۵۸	۰/۰۰۰	فرضیه صفر خطی بودن روابط بین متغیرها رد می‌شود.
	Portmanteau (12) Chi^2 (192)	۱۷۵/۳۵	۰/۷۹۹۵	فرضیه صفر عدم خودهمبستگی رد نمی‌شود.
	Vector Arch test F(16,31)	۰/۰۶۴۳	۱/۰۰۰	فرضیه صفر عدم وجود ARCH رد نمی‌شود.
مدل	Linearity LR-test Chi^2(23)	۱،۴۸۵	۰/۰۰۰	فرضیه صفر خطی بودن روابط رد می‌شود.

فرضیه صفر عدم خودهمبستگی رد نمی‌شود.	۰/۹۷۷۹	۱۵۴/۶۴	Portmanteau (12) Chi^2 (108)	**برون‌زا**
فرضیه صفر عدم وجود ARCH رد نمی‌شود.	۰/۹۹۸۷	۰/۱۳۲۱	Vector Arch test F(9,102)	

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۹) برای هر دو مدل درون‌زا و برون‌زا می‌توان دریافت که فرضیه صفر خطی بودن روابط بین متغیرها رد می‌شود، در نتیجه استفاده از مدل غیر خطی MS-VAR جهت برآورد روابط بین متغیرها بلامانع است. همچنین فرضیه عدم خودهمبستگی بر اساس آزمون پورتمن رد نمی‌شود، لذا می‌توان گفت خود همبستگی نیز موضوعیت ندارد. در نهایت فرضیه عدم وجود ARCH رد نمی‌شود، لذا می‌توان گفت، واریانس اجزاء اخلال مدل برآوردی ثابت می‌باشد. در نهایت با توجه به وجود روابط غیر خطی بین متغیرها، عدم خودهمبستگی و همچنین عدم ناهمسانی واریانس، می‌توان نتیجه گرفت که مدل MS-VAR تخمین زده شده مشکلی ندارد و نتایج آن قابل اتکا می‌باشد. همان طور که در بخش روش تحقیق اشاره شد، ابزار تحلیلی در روش MS-VAR، تحلیل توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم می‌باشد. این توابع مقدار تغییر یک متغیر را بر اساس شوک وارده بر متغیر دیگر در رژیم‌های مختلف اندازه می‌گیرند.

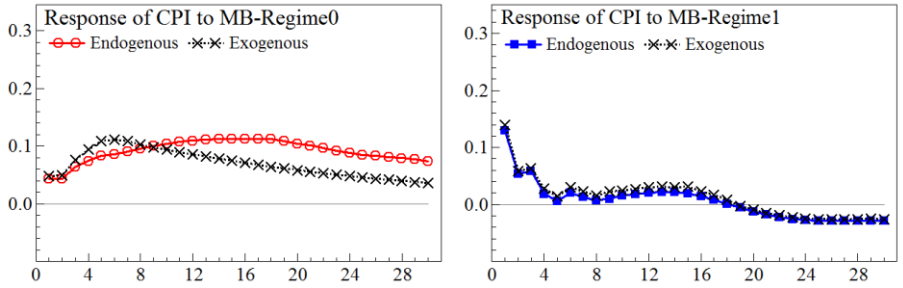
در ادامه جهت اندازه‌گیری نقش کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول به تولید و سطح قیمت‌ها، توابع ضربه واکنش دو مدل درون‌زا و برون‌زای برآورد شده ارائه می‌شود:



نمودار ۱: توابع ضربه واکنش تولید به تکانه پولی در مدل‌های درون‌زا و برون‌زا به تفکیک رژیم‌های صفر و یک

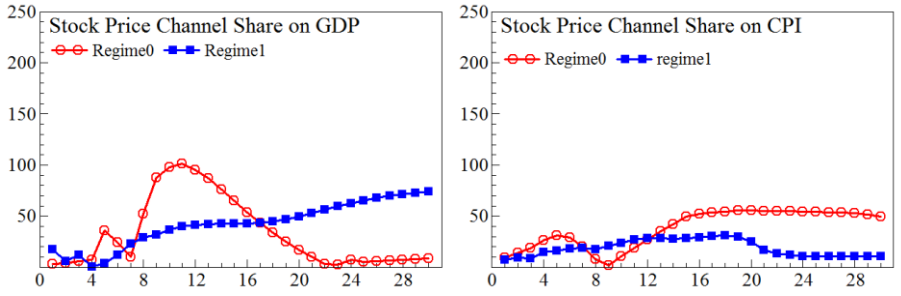
همان‌طور که نمودار (۱) گویاست، در رژیم صفر (نمودار سمت چپ) واکنش تولید به تکانه پولی در هر دو مدل درون‌زا و برون‌زا به جز در فصل‌های هشتم تا شانزدهم، در بقیه فصل‌ها مشابه هم می‌باشد. در رژیم یک (نمودار سمت راست) نیز واکنش تولید تا فصل هشتم در دو مدل مشابه هم بوده و در بقیه فصل‌ها متفاوت از هم می‌باشد. در نتیجه کانال قیمت سهام در رژیم صفر طی

فصل‌های هشتم تا شانزدهم فعال بوده و در رژیم اول نیز نقش این کانال تا فصل ششم کم بوده و با گذشت زمان افزایش می‌یابد.



نمودار ۲: توابع واکنش سطح قیمت‌ها به تکانه پولی در مدل‌های درون‌زا و برون‌زا به تفکیک رژیم‌های صفر و یک

نمودار (۲) نیز بیانگر واکنش سطح قیمت‌ها به تکانه پول در مدل‌های درون‌زا و برون‌زا به تفکیک رژیم‌های صفر و یک می‌باشد. همان‌طور که مشخص است، در نمودار مربوط به رژیم صفر (نمودار سمت چپ)، واکنش قیمت‌ها به تکانه پولی در مدل درون‌زا در ابتدا اختلاف کمی با مدل دارد و پس از فصل دوازدهم این اختلاف افزایش می‌یابد. از طرفی در رژیم یک (نمودار سمت راست) واکنش قیمت‌ها در مدل درون‌زا و برون‌زا مشابه هم می‌باشد. در نتیجه حذف اثر کانال قیمت سهام در رژیم صفر موجب تغییر واکنش قیمت‌ها به تکانه پولی شده اما در رژیم یک تأثیری نداشته است، لذا می‌توان گفت در رژیم صفر کانال قیمت سهام در انتقال پول به قیمت‌ها در بلندمدت فعال بوده و در رژیم یک غیر فعال می‌باشد.

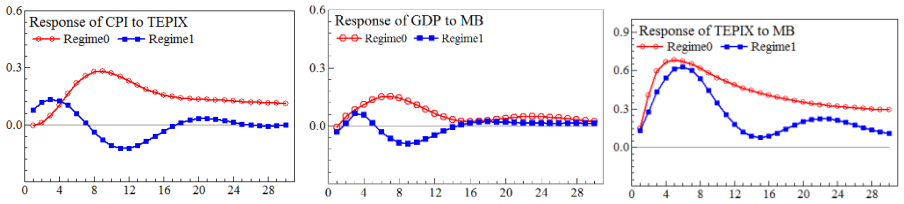


نمودار ۳: سهم کانال نرخ ارز در انتقال سیاست‌های پولی به تولید و سطح قیمت‌ها به تفکیک رژیم صفر و یک

برای مقایسه و ارزیابی بهتر کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول به تولید و قیمت‌ها در هر رژیم، باید سهم یا اهمیت نسبی این کانال محاسبه شود. سهم هر کانال بیانگر این نکته است که در هر یک از فصل‌ها اختلاف بین واکنش تولید (قیمت‌ها) به تکانه پولی در مدل‌های درون‌زا و برون‌زا، چند درصد واکنش تولید (قیمت‌ها) به تکانه پولی در مدل درون‌زا می‌باشد. بر این اساس در نمودار سمت چپ، سهم کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول به تولید در رژیم‌های صفر و یک مورد مقایسه قرار گرفته است. همان‌طور که نمودار نیز گویاست، سهم این کانال تا فصل هشتم در هر دو رژیم کم بوده و از فصل هشتم تا شانزدهم در رژیم صفر بزرگ‌تر از رژیم یک می‌باشد. بعد از فصل شانزدهم نیز سهم کانال قیمت سهام در رژیم یک بزرگ‌تر بوده است.

نمودار سمت راست نیز بیانگر سهم کانال قیمت سهام در انتقال پول به قیمت‌ها در رژیم صفر و یک با هم می‌باشد. با دقت در این نمودار می‌توان دریافت که در هر دو رژیم کانال مذکور در انتقال آثار پول بر قیمت‌ها سهم کمی داشته است. البته در رژیم صفر در بلندمدت سهم کانال مذکور بزرگ‌تر از رژیم یک می‌باشد.

بعد از محاسبه سهم کانال قیمت مسکن، ضروری است تا نحوه عملکرد این کانال در مکانیزم انتقال پول نیز مورد بررسی قرار گیرد. به عبارتی لازم است اثرات مثبت و منفی نقش قیمت مسکن در انتقال آثار سیاست پولی بر تولید و قیمت‌ها ارزیابی گردد. برای این منظور در نمودار (۴) نحوه اثرپذیری قیمت مسکن از تکانه پول و در مرحله بعد نحوه اثرگذاری قیمت مسکن بر تولید و سطح قیمت‌ها مورد بررسی قرار گرفته است.



نمودار ۴: واکنش شاخص بورس تهران به تکانه پول و نمودار واکنش تولید و سطح قیمت‌ها به تغییرات شاخص بورس تهران به تفکیک رژیم صفر و یک

نمودار سمت چپ واکنش شاخص بورس تهران به تغییرات مانده حقیقی پایه پول را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج بدست آمده، در رژیم صفر حجم مانده حقیقی پول اثر مثبتی بر شاخص بورس دارد. به طوری که در این رژیم، اثر افزایش پایه پولی بر شاخص بورس تا فصل هشتم صعودی

بوده و سپس با کمی کاهش تا پایان دوره ماندگار خواهد بود. در حالی که در رژیم یک، اثر افزایش پایه پول در ابتدا مثبت بوده و سپس این اثر مثبت تعدیل شده و در بلندمدت بر قیمت سهام بی‌تأثیر خواهد بود.

در نمودار میانی واکنش تولید به تغییرات شاخص بورس به تصویر درآمده است. با دقت در این نمودار می‌توان دریافت که در رژیم صفر، افزایش شاخص بورس اثر مثبت بر تولید خواهد داشت و بعد از آن نیز بر تولید بی‌اثر است. این اثر تا فصل هشتم دارای روند صعودی بوده و بعد از فصل هشتم از این اثر کاسته می‌شود. در حالی که در رژیم یک افزایش شاخص بورس در ابتدا اثر مثبتی بر تولید دارد و سپس این اثر تعدیل شده و سپس تا فصل دوازدهم اثر منفی بر تولید خواهد داشت.

نمودار سمت راست نیز اثر تغییرات شاخص بورس بر سطح قیمت‌ها را نشان می‌دهد. نمودار فوق گویاست که افزایش شاخص بورس در هر دو رژیم اثر مثبتی بر سطح قیمت‌ها دارد. به طوری که اثر فوق در رژیم صفر ماندگار بوده و در رژیم یک در طی دوره کاهش می‌یابد. همچنین اثرگذاری شاخص بورس بر سطح قیمت‌ها در تمام دوره‌ها در رژیم صفر بزرگ‌تر از رژیم یک می‌باشد.

برای جمع‌بندی نتایج مربوط به کانال قیمت سهام می‌توان گفت، کانال مذکور در رژیم صفر (سال‌های بعد از ۱۳۸۴) در طی فصل‌های هشتم و شانزدهم فعال بوده و در بقیه فصل‌ها نقش کمی در انتقال آثار پول بر تولید داشته است. از طرفی در این رژیم با افزایش پایه پولی، شاخص بورس افزایش یافته و در پی آن تولید افزایش می‌یابد. در نتیجه در رژیم صفر افزایش پول از طریق کانال قیمت سهام آثار مثبتی بر تولید خواهد داشت. از سوی دیگر، در رژیم صفر کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال آثار پول بر قیمت‌ها مؤثر بوده است. با توجه به اثرات مثبت افزایش پایه پولی بر شاخص بورس و همچنین اثرات مثبت شاخص بورس بر سطح قیمت‌ها در این رژیم، می‌توان نتیجه گرفت در رژیم صفر افزایش پول از طریق کانال قیمت سهام آثار مثبتی بر سطح قیمت‌ها علی‌الخصوص در بلندمدت خواهد داشت.

در رژیم یک (سال‌های قبل از ۱۳۸۴) کانال قیمت سهام در بلندمدت نقش مؤثری در انتقال پول به تولید داشته است. در این رژیم با افزایش پایه پولی، شاخص بورس افزایش می‌یابد، از طرفی به دلیل اثرگذاری منفی شاخص بورس بر تولید می‌توان نتیجه گرفت، در رژیم یک افزایش پول از

کانال قیمت سهام آثار منفی بر تولید در بلندمدت خواهد داشت. از سوی دیگر، با توجه به سهم ناچیز کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول بر سطح قیمت‌ها می‌توان گفت که افزایش پول در این سال‌ها از کانال قیمت سهام بر سطح قیمت‌ها بی‌تأثیر بوده است.

۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها و توصیه‌های سیاستی

هدف این مطالعه، ارزیابی کامل نقش کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال غیر خطی سیاست‌های پولی بود. به عبارتی در این مقاله نحوه اثرپذیری شاخص بورس تهران از سیاست‌های پولی و در مرحله بعد نحوه اثرگذاری آن بر تولید و سطح قیمت‌ها در دوره‌های مختلف مورد ارزیابی قرار گرفت. برای این منظور دو مدل درون‌زا (با لحاظ شاخص بورس به عنوان متغیر درون‌زا) و برون‌زا (با حذف شاخص بورس از لیست متغیرهای درون‌زا) با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری (MSVAR) برآورد گردید. در ادامه نتایج اصلی این تحقیق ارائه می‌شود:

- در مدل برآوردی رژیم یک فصل‌های قبل از پاییز ۱۳۸۴ و رژیم صفر، فصل‌های بعد از آن را در بر می‌گیرد. مهم‌ترین علت اختلاف بین فصل‌های رژیم صفر و یک، متوسط درصد رشد مانده حقیقی پایه پول می‌باشد. در رژیم صفر، میانگین فصلی درصد رشد مانده حقیقی پایه پول در حدود ۵ درصد می‌باشد. در حالی که این مقدار برای فصل‌های رژیم یک در حدود ۰/۶ می‌باشد. در نتیجه در رژیم صفر درصد رشد مانده حقیقی پایه پولی نسبت به فصل مشابه سال قبل ۸ برابر رژیم یک می‌باشد. پس رژیم صفر فصل‌هایی را شامل می‌شود که پایه پولی رشد زیادی داشته‌اند.
- از طرفی نتایج بدست آمده در جدول احتمال انتقالات هر یک از مدل‌های برآورد شده حاکی از این است که میزان پایداری رژیم‌های صفر و یک با هم برابر و در حدود ۹۸ درصد می‌باشد. به عبارتی در صورتی که حجم حقیقی پایه پولی رشد زیادی داشته باشد، یا در رژیم صفر قرار گرفته باشیم، با احتمال ۹۸ درصد در فصل بعدی نیز درصد رشد حجم حقیقی پایه پولی زیاد خواهد بود. در حالی که احتمال انتقال از این فصل به فصلی که حجم حقیقی پایه پول رشد کمی داشته باشد، بسیار اندک و در حدود ۲ درصد است. لذا می‌توان نتیجه گرفت افزایش بی‌رویه در حجم پول در یک فصل موجب می‌شود تا این وضعیت برای فصل‌های دیگر نیز ادامه یابد. در نقطه مقابل در

صورتی که حجم پول در فصلی رشد کمی داشته باشد و نظم و انضباط بر سیاست‌های پولی کشور حاکم باشد، با احتمال ۹۸ درصد این وضعیت در فصل‌های آینده نیز ادامه می‌یابد.

- نتایج بدست آمده در مورد اثرات پول بر تولید و قیمت‌ها در اقتصاد ایران، دیدگاه پول‌گرایان را مورد تأیید قرار می‌دهد. زیرا که در هر دو رژیم پول در دوره کوتاه‌مدت بر تولید مؤثر بوده و با گذشت زمان اثر آن کاهش یافته و به صفر می‌رسد. از طرفی اثر افزایش حجم پول در بلندمدت در افزایش قیمت‌ها خود را نشان می‌دهد. مقایسه اثرات پول در رژیم صفر و یک بیان‌گر این است که اثر پول بر تولید در هر دو رژیم مشابه هم می‌باشد. اما اثرات پول بر قیمت‌ها در رژیم صفر و یک متفاوت است. به طوری که در ابتدا (تا انتهای فصل هشتم) اثرات پول بر قیمت‌ها در رژیم یک بزرگ‌تر از رژیم صفر می‌باشد و بعد از آن در دوره بلندمدت، پول تأثیر بزرگ‌تری در رژیم صفر نسبت به رژیم یک داشته است. در نتیجه با توجه به درصد رشد حجم حقیقی پایه پولی در هر دو رژیم می‌توان گفت، رشد بیشتر مانده حقیقی پول نتوانسته باعث افزایش اثرگذاری پول بر تولید شود و تنها در بلندمدت سبب افزایش بیشتر قیمت‌ها شده است.
- نتایج کانال قیمت سهام مؤید این نکته است که کانال قیمت سهام در طی فصول هشتم و شانزدهم بیشتر از رژیم یک در انتقال پول بر تولید سهم داشته و بعد از فصل شانزدهم نقش این کانال در رژیم یک بزرگ‌تر از رژیم صفر بوده است. از طرفی با اینکه در بلندمدت سهم این کانال در انتقال پول به قیمت‌ها بیشتر بوده است، اما در هر دو رژیم سهم کانال قیمت سهام بسیار اندک بوده است. با توجه به اینکه در رژیم صفر (سال‌های بعد از ۱۳۸۴) در مقایسه با رژیم یک (سال‌های قبل از ۱۳۸۴) حجم حقیقی پول نسبت به مدت مشابه سال قبل، به‌طور متوسط ۸ برابر رشد بیشتری داشته است، در نتیجه بی‌ثباتی حجم پول در رژیم صفر نسبت به رژیم یک بیشتر بوده است. همین امر سبب می‌شود تا بر اساس نظریه پولیون، افزایش پول موجب افزایش تقاضا برای سایر دارایی‌ها از جمله، مسکن، طلا، نرخ ارز و در پی آن افزایش قیمت انواع دارایی‌ها گردد. افزایش قیمت دارایی‌هایی از جمله مسکن، ارز و همچنین ماشین‌آلات و دارایی‌های سرمایه‌ای نیز موجب افزایش ارزش دارایی‌های شرکت‌های پذیرفته در بورس و در پی آن افزایش

تقاضا برای سهام و افزایش قیمت سهام می‌گردد. در نتیجه در رژیم صفر که رشد پول بیشتر است، قیمت سهام بیشتر از رشد پول تأثیر می‌پذیرد. البته شایان ذکر است که این مکانیزم با تأخیر بر قیمت سهام و شاخص بورس اثر می‌گذارد. از طرفی اما باید توجه داشت که بی‌ثباتی بیشتر پول در رژیم صفر موجب نوسان در تمامی بازارهای موازی بازار بورس، از جمله مسکن، ارز و طلا می‌شود، در نتیجه نوسان بیشتر در بازارهای موازی با افزایش انگیزه کسب سود و تلاش‌های سفته بازی باعث می‌شود تا نقدینگی در بین انواع بازارها تحرک بیشتری داشته باشد. به همین دلیل است که تأثیر پول در بلندمدت در رژیم صفر در مقایسه با رژیم یک کمتر است.

- از سوی دیگر باید توجه داشت که در رژیم صفر تغییرات پول علاوه بر اثرات بزرگ‌تر، اثرات ماندگارتری نیز بر شاخص بورس تهران دارد. به‌عبارتی در رژیم صفر که رشد حجم حقیقی پول نسبت به رژیم یک بیشتر است، با افزایش حجم حقیقی پول سرمایه‌گذاری در بازار سهام نسبت به رژیم یک بیش‌تر بوده است و بازار سرمایه توانسته نقدینگی بیشتری جذب کند. از سوی دیگر با مطالعه نحوه اثرگذاری تغییرات شاخص بورس بر تولید کل می‌توان گفت، در رژیم صفر افزایش شاخص بورس موجب افزایش تولید تا شانزده فصل می‌شود، البته اثر این تغییر تا فصل دوازدهم صعودی بوده و بعد از فصل دوازدهم از مقدار اثرگذاری شاخص بورس بر تولید کاسته می‌شود. اما در رژیم یک با وجود اثرگذاری مثبت شاخص بورس تا چهار فصل، با گذشت زمان این اثر تعدیل شده و در میان‌مدت شاخص بورس تأثیر منفی بر تولید خواهد داشت.
- از سوی دیگر در رژیم صفر نسبت به رژیم یک تأثیر شاخص بورس بر سطح قیمت‌ها بیشتر می‌باشد. به طوری که در رژیم صفر اثر افزایش شاخص بورس در ابتدا کم بوده و سپس در فصل هشتم به حداکثر رسیده و بعد از آن با کمی کاهش اثرات ماندگاری بر سطح قیمت‌ها خواهد داشت. در حالی که در رژیم یک، اثر تغییر شاخص بورس بر سطح قیمت‌ها بسیار کم می‌باشد.
- در نتیجه با توجه به افزایش تعداد سرمایه‌گذاران و شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس تهران در سال‌های گذشته، این بازار نقش بیشتری در جذب نقدینگی و تأمین

منابع مورد نیاز شرکت‌های بزرگ فراهم نماید. به عبارتی بازار سهام در سال‌های گذشته توانسته سهم قابل توجهی در تأمین منابع مورد نیاز بنگاه‌های بزرگ پذیرفته شده در بورس داشته باشد. از طرفی مطالعه سهم کانال قیمت سهام مشخص می‌کند که سهم این کانال در مکانیزم انتقال پول بر قیمت‌ها در هر دو رژیم بسیار اندک می‌باشد. در نتیجه بازار بورس در بلندمدت کانال خوبی برای افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌تواند باشد که اثرات تورمی کمی دارد.

با توجه به تمامی مطالب فوق، می‌توان نتیجه گرفت که حمایت از بازار بورس باید در اولویت‌های اصلی مسئولین قرار گیرد. زیرا در اقتصاد ایران که همواره درگیر تورم‌های بالا می‌باشد، بازار بورس بدون داشتن آثار تورمی می‌تواند، با جذب پول‌ها و نقدینگی افراد و افزایش سرمایه‌گذاری موجبات افزایش تولید گردد. لذا پیشنهاد می‌شود تا سیاست‌گذاران برنامه‌های حمایتی خاص از جمله موارد ذیل را پیاده کنند.

- حمایت از بازار بورس با اعطای تسهیلات در زمان رکود اقتصادی و عرضه سهام دولتی در زمان رونق و رشد بی‌رویه قیمت‌ها.
- سیاست‌گذاری در راستای تغییر وضعیت بازارهای مسکن و ارز از بازارهای سفته‌بازی به بازارهای مصرفی. (چون در سال‌های قبل از ۱۳۸۴ ارتباط بین حجم پول با شاخص بورس منفی بوده، این امکان وجود دارد که رونق بازارهای موازی و اقدامات سفته‌بازی در این بازارها، موجب بی‌ثباتی بازار بورس گردد).
- آموزش عمومی فرهنگ سرمایه‌گذاری در بورس و تشویق خانوارها برای استفاده از این بازار تا سهم آن در اقتصاد کشور افزایش یابد و فرهنگ سرمایه‌گذاری در مقابل روحیه سفته‌بازی تقویت گردد.

در انتهای مقاله پیشنهاد می‌شود تا در مطالعات آتی اثرات سرمایه‌گذاری، اثر ثروت و اثر ترازنامه‌ای کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول به تفکیک مورد بررسی قرار گیرد تا مشخص شود بازار سهام در ایران بیشتر بر اساس کدام مکانیزم موجب انتقال پول به تولید و قیمت‌ها می‌شود.

منابع و مآخذ

۱. بهرامی‌نیا، ابراهیم. ابوالحسنی، اصغر. و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۹۶). "مدل تعادلی عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران با لحاظ بخش مسکن". سیاست‌گذاری اقتصادی **۲۰**: ۷۱-۱۰۲.

۲. رنانی، حسین (۱۳۹۰). "بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها در ایران: با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)". سیاست‌گذاری اقتصادی **۳**: ۴۵-۶۹.

۳. زمردیان، غلامرضا. شعبان زاده، مهدی. و نجفی شریعت‌زاده، ایرج (۱۳۹۴). "بررسی بازار سرمایه ایران از عدم اطمینان سیاست پولی و مالی". مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار **۲۵**: ۸۱-۱۰۶.

۴. فرزین وش، اسدالله. و زنونی، سید جمال‌الدین (۱۳۸۸). "نقش قیمت دارایی‌ها در مکانیزم انتقال پولی در ایران". نامه مفید **۷۲**: ۳۲-۳.

۵. فرزین‌وش، اسدالله. احسانی، محمدعلی. جعفری صمیمی، احمد. و غلامی، ذبیح‌الله (۱۳۹۱). "بررسی آثار نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران". پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۶۱**: ۲۸-۵.

۶. کشاورز حداد، غلامرضا. و مهدوی، امید (۱۳۸۴). "آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است". تحقیقات اقتصادی **۷۱**: ۱۷۰-۱۴۷.

۷. کمیجانی، اکبر. و علی‌نژاد مهربانی، فرهاد (۱۳۹۱). "ارزیابی اثربخشی کانال‌های انتقال پولی بر تولید و تورم و تحلیل اهمیت نسبی آن‌ها در اقتصاد ایران". برنامه‌ریزی و بودجه **۲**: ۶۴-۳۹.

۸. مشیری، سعید. و واشقانی، محسن (۱۳۹۰). "بررسی مکانیزم انتقال پولی و زمان‌یابی آن در اقتصاد ایران". مدل‌سازی اقتصادی **۱۱**: ۳۲-۱.

۹. نونژاد، مسعود. زمانی کردشولی، بهزاد. و حسین زاده یوسف آباد، سید مجتبی (۱۳۹۱). "اثر سیاست‌های پولی بر شاخص قیمت سهام در ایران". علوم اقتصادی **۲۰**: ۲۸-۹.

10. Ahmed, N. Shah, H. Agha, A. I. and Mubarik, Y. A. (2005). "Transmission Mechanism of Monetary Policy in Pakistan". SBP Working Paper Series No.09.
11. Aleem, A. (2010). "Transmission Mechanism of Monetary Policy in India". Journal of Asian Economics **21**(2): 186-197.

12. Ball, L. and Mankiw, G. (1994). "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations". Economic Journal **104**(423): 247-261.
13. Ball, L. and Romer, D. (1989). "Are Prices too Sticky?". The Quarterly Journal of Economics **104**(3): 507-524.
14. Ball, L. and Romer, D. (1990). "Real Rigidities and the Non-neutrality of Money". Review of Economic Studies **57**: 109-126.
15. Bernanke, B. and Gertler, M. (1995). "Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission". Journal of Economic Perspectives **9**(4): 27-48.
16. Boughrara, A. (2008). "Monetary Transmission Mechanisms in Morocco and Tunisia". Economic Research Forum Cairo, Egypt.
17. Disyatat, P. and Vongsinsirikul, P. (2003). "Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand". Journal of Asian Economics **14**(3): 389-418.
18. Ehrmann, M. Ellison, M. and Valla, N. (2003). "Regime-Dependent Impulse Response Functions in a Markov-Switching Vector Autoregression Model". Economics Letters **78**: 295-299.
19. Ekimova, K. Kolmakov, V. and Polyakova, A. (2017). "The Credit Channel of Monetary Policy Transmission: Issues of Quantitative Measurement". Economic Annals **166**: 51-55.
20. Endut, N. (2005). *Identifying and Testing the Transmission Mechanism of MonetaryPolicy*, PhD Dissertation, Washington University, Saint Louis, Missouri.
21. Erdogdu, A. (2017). "Functioning and Effectiveness of Monetary Transmission Mechanisms: Turkey Applications". Journal of Finance and Bank Management **5**: 29-41.
22. Fujiwara, I. (2006). "Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates Are Almost Zero". Journal of the Japanese and International Economies **29**: 434-453.
23. Goodhart, C. and Hofmann, B. (2008). "House Prices, Money, Credit, and the Macroeconomy". Oxford Review of Economic Policy **24**: 180-205.
24. Hamilton, J. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". Econometrica **57**: 357-384.
25. Kim, Ch. and Nelson, Ch. (1999). *State-Space Models with Regime Switching*, Cambridge MA, MIT Press.
26. Krolzig, H. (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modeling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Berlin, Springer.

27. Krolzig, H. (1998). "Economic Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox". Mimeo Nuffield College.
28. Krolzig, H. and Toro, J. (1999). "A New Approach to the Analysis of Shocks and the Cycle in a Model of Output and Employment". EUI Working Paper ECO 99/30.
29. Mishkin, F. S. (1995). "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism". Journal of Economic Perspectives **9**(4): 45-67.
30. Mishkin, S. F. (2001). "Housing and the Monetary Transmission Mechanism". Prepared for Federal Reserve Bank of City´s.
31. Morsink, J. and Ayoumi, T. (2001). "A Peek inside the Black Box the Monetary Transmission Mechanism in Japan". IMF Staff Papers **48**(1): 22-57.
32. Musso, A. Neri, S. and Stracca, L. (2011). "Housing, Consumption and Monetary Policy: How Different are the US and the Euro Area". Journal of Banking & Finance **35**: 3019-3041.
33. Nils, J. Galina, P. and Maik, W. (2015). "Monetary Policy during Financial Crises: Is the Transmission Mechanism Impaired?". IMF Economic Review **64**: 6-35.
34. Patelis. A.D. (1997). "Stock Return Predictability: The Role of Monetary Policy". Journal of Finance **52**: 1951-1972.
35. Psaradakis, Z. and Spagnolo, N. (2003). "On the Determination of the Number of Regimes in Markov Switching Autoregressive Models". Journal of Time Series Analysis **24**: 237-252.
36. Ramsey, V. A. (1993). "How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy?". NBER Working Papers 4285 National Bureau of Economic Research Inc.
37. Schwartz, A. (2003). "Asset Price Inflation and Monetary Policy". Atlantic Economic Journal **31**(1): 1-14.
38. Walsh, C. E. (2010). *Monetary Theory and Policy*, the MIT Press, Third Edition, London.
39. Zhu, B. and Sebastian, S. (2017). "Housing Market Stability, Mortgage Market Structure, and Monetary Policy: Evidence from the Euro Area". Journal of Housing Economics **37**: 1-21.

Nonlinear mechanism of monetary policy through the stock price channel: Application of the MS-VAR approach

Ali Mahdiloo[1]*
Hosein Asgharpur[2]

Received: 21-10-2018 Accepted: 05-02-2019

Abstract

The capital market plays a very important role in collecting and directing resources towards productive economic activities. In this regard, stock prices can be a significant contribution to the transfer of monetary policy to the real segment of the economy. The aim of this study is to investigate the role of the stock price channel in the mechanism of monetary policy transfer. In addition, due to structural changes, there is the possibility of non-linear transfer of monetary policies and the change in the relationship among the variables over time. Therefore, the MSVAR method, which has many capabilities for dealing with structural changes in different regimes, was used along with the data on GDP, consumer price index, monetary base and Tehran Exchange Stock price Index. These data belonged to a period from the first quarter of 1991 to the fourth quarter of 2015. The results of the research indicated that, in the years after 2008 (regime 0) in the long run and in the years prior to 2008 (regime 1) in short run, the stock price channel had a larger share in transferring money to production. In both regimes, the share of the stock price channel was low in transferring money at the price level.

Keywords: Nonlinear mechanism of monetary policy transmission, Stock price Channel, Markov Switching.

[1]- Ph.D in Economics, Faculty of Economic, University of Tabriz, Tabriz, Iran
Email: Mehdiloo_ali@yahoo.com
[2]- Professor in Economics, Faculty of Economic, University of Tabriz, Tabriz, Iran

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

سنجش شاخص نااطمینانی بر مبنای جستجوی اینترنتی: مطالعه موردی بازار ارز ایران[۱]

حمید ابریشمی[۲*]
اکبر کمیجانی[۳]
مهدی نوری[۴]
محمد حسین معماریان[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۶/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۷/۳۰

چکیده

پس از بحران مالی، مطالعات مربوط به نااطمینانی در دهه اخیر مورد توجه خاص پژوهش‌گران قرار گرفته است. با توجه به اثر منفی نااطمینانی بر رشد و توسعه اقتصادی کشورها، سیاست‌گذاران به دنبال کنترل و کاهش نااطمینانی برای بهبود فعالیت‌های اقتصادی هستند. به این منظور، بایستی نخست میزان نااطمینانی مورد سنجش قرار گیرد. در این مطالعه پس از بیان روش‌های موجود برای محاسبه نااطمینانی، شاخص نااطمینانی بر مبنای جستجوی اینترنتی معرفی شده و مزایا و معایب آن مورد بررسی قرارگرفته است. نظر به تلاطم‌های ارزی در چند سال اخیر در اقتصاد ایران، شاخص نااطمینانی در بازار ارز با استفاده از این روش، در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ به‌صورت ماهانه استخراج شده است. همچنین در بخش دیگر شاخص نااطمینانی نرخ ارز ایران به روش مرسوم با بکارگیری خانواده مدل‌های GARCH در بازه زمانی مشابه برآورد شده است. با مقایسه‌های صورت گرفته مشخص شد که این شاخص به‌خوبی نمایش‌دهنده تحولات قیمت ارز در بازار بوده است. به طور کلی سیاست‌گذاران در حوزه‌های مختلف، نیاز به رصد فضای مورد سیاست‌گذاری خود دارند که در این راستا می‌توان از این شاخص برای سنجش نااطمینانی در برخی از این حوزه‌ها بهره برد.

واژه‌های کلیدی: محاسبه نااطمینانی، ریسک، جستجوی اطلاعات، نرخ ارز.

Keywords: Uncertainty Measurement, Risk, Information Search, Exchange Rate.

JEL Classification: F31, D83, D80.

---

۱. این مقاله مستخرج از رساله دکتری مهدی نوری در دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران است.

۲. استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسنده مسول) abrihami@ut.ac.ir
۳. استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران komijani@ut.ac.ir
۴. دانش آموخته دکتری اقتصاد و مدرس دانشگاه تهران mahdinouri@ut.ac.ir
۵. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران memarian.mh@ut.ac.ir

۱- مقدمه

پس از بحران مالی در سال ۲۰۰۸ میلادی و افزایش نااطمینانی در فضای اقتصادی کشورها، توجه اقتصاددانان به این موضوع و اثرات آن بر فعالیت‌های اقتصادی افزایش چشم‌گیری یافت، به‌طوری‌که بسیاری از کشورها و نهادهای اقتصادی به‌منظور کاهش نوسانات و بی‌ثباتی‌های اقتصاد، قوانین و توصیه‌های سیاستی خود را مورد بازنگری قرار دادند. به‌طور مثال بانک تسویه بین‌المللی[۱] (BIS) در قوانین پولی و بانکی خود تغییرات جدیدی ایجاد نمود که از آن به بازل ۳[۲] یاد می‌شود. بانک جهانی[۳] نیز در گزارش سالانه ۲۰۱۴ خود در حوزه توسعه به اهمیت مدیریت ریسک[۴] و تأثیر آن بر رشد و توسعه اقتصادی پرداخته است. در همین راستا مطالعات فراوانی پیرامون نااطمینانی اقتصادی در سال‌های اخیر انجام‌گرفته است. تعداد قابل‌توجهی از این مطالعات اثرات نااطمینانی بر فضای اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند. شواهد به‌دست آمده از این مطالعات نشان می‌دهد که نااطمینانی نقش مهمی را در ایجاد چرخه‌های تجاری ایفا می‌نماید. نااطمینانی در رونق‌های اقتصادی کاهش یافته و در رکودها افزایش می‌یابد (بیکر و همکاران[۵]، ۲۰۱۳). بلوم و همکاران[۶] (۲۰۱۳) نیز در مطالعه خود بیان می‌کنند که بر طبق شواهد تجربی، نااطمینانی موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. علاوه بر موارد ذکر شده، اثرگذاری نااطمینانی بر سیاست‌گذاری اقتصادی (کاگیانو و همکاران[۷]، ۲۰۱۴)، سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها (لی و همکاران[۸]، ۲۰۱۱) و دیگر متغیرهای کلان اقتصادی (بام و همکاران[۹]، ۲۰۰۶) نیز مورد بحث واقع شده است.

به‌منظور تشخیص میزان نااطمینانی و اثرات آن بر اقتصاد و سیاست‌گذاری و کنترل این اثرات، باید در گام نخست نااطمینانی با استفاده از معیاری مناسب مورد سنجش قرار گیرد. مطالعات اقتصادی برای سنجش نااطمینانی شاخص‌های مختلفی را به کار گرفته‌اند. در یک نگاه کلی بونتمپی و

---

1. Bank for International Settlements
2. Basel III
3. World Bank
4. قابل ذکر است که مفهوم نااطمینانی و ریسک در برخی از مطالعات یکسان در نظر گرفته می‌شود و در برخی دو مفهوم متمایز، البته به لحاظ نظری این دو با یکدیگر ارتباط دارند.
5. Baker (2013)
6. Bloom (2013)
7. Caggiano (2014)
8. Lee (2011)
9. Baum (2006)

همکاران[1] (۲۰۱۶) روش‌های اندازه‌گیری نااطمینانی را به سه دسته شاخص‌های نااطمینانی بر پایه بازارهای مالی[2]، شاخص‌های نااطمینانی بر پایه داشتن قابلیت پیش‌بینی[3] و شاخص‌های نااطمینانی بر پایه اخبار یا رسانه[4] تقسیم‌بندی کرده‌اند. یکی از جدیدترین این روش‌ها استفاده از جستجوهای اینترنتی برای سنجش نااطمینانی است.

نااطمینانی از ناآگاهی و جهل ناشی می‌شود و این عدم اطمینان تردید و اضطراب را به همراه خواهد داشت. واکنش طبیعی افراد به این اضطراب، جستجو برای کسب اطلاعات و کاهش ناآگاهی خواهد بود. با گسترش رسانه و وسایل ارتباط جمعی در دنیای امروز، یکی از روش‌های اصلی کسب اطلاعات، جستجو در فضای اینترنت است. زمانی که به واسطه شرایط خاص اقتصادی، وضعیت آینده یک متغیر مشخص نیست، نااطمینانی پیرامون آن وجود خواهد داشت. یکی از راه‌های تشخیص این نااطمینانی، بررسی میزان جستجوی کاربران در اینترنت به‌منظور افزایش آگاهی از وضعیت آن متغیر خواهد بود. شاخص به دست آمده از این روش، قابلیت نمایش نااطمینانی شکل گرفته در ذهن افراد را دارد. نکته جالب توجه این است که بسیاری از محققانی که نااطمینانی را مفهومی ذهنی می‌پنداشتند، معتقد بودند که امکان اندازه‌گیری نااطمینانی وجود ندارد. اما با استفاده از این روش، امکان شاخص‌سازی نااطمینانی به وجود خواهد آمد. همچنین این شاخص قابلیت سنجش نااطمینانی در بسیاری از بخش‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی را دارد. البته شاید با استفاده از این شاخص به‌طور دقیق نتوان مقدار حقیقی از نااطمینانی به دست آورد اما می‌توان بر اساس آن تغییرات نااطمینانی را تجزیه و تحلیل نمود. با توجه به تلاطم‌های سال‌های اخیر بازار ارز در اقتصاد ایران، به عنوان یک مطالعه موردی در این پژوهش شاخص نااطمینانی بر پایه جستجوی اینترنتی برای سنجش نااطمینانی نرخ ارز در ایران در بازه زمانی بین سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ استخراج شده و مورد بررسی قرار می‌گیرد.

ساختار کلی این مقاله در ادامه به این ترتیب خواهد بود که در بخش دوم معیارهای سنجش نااطمینانی با استفاده از مطالعات انجام شده در این حوزه معرفی شده و نقاط قوت و ضعف آن‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم شاخص سنجش نااطمینانی بر پایه جستجوی اینترنتی به

---

1. Bontempi (2016)
2. Finance-based
3. Forecasts-based
4. News-based

همراه نحوه استخراج آن معرفی می‌شود. در بخش چهارم ابتدا شاخص نااطمینانی نرخ ارز ایران بر پایه جستجوی اینترنتی استخراج شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در ادامه شاخص نااطمینانی نرخ ارز به روش مرسوم و با استفاده از خانواده مدل‌های GARCH نیز برآورد شده است. در قسمت پایانی نیز خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری و پیشینه تجربی

۲-۱- روش‌های اندازه‌گیری نااطمینانی

در سال‌های اخیر نااطمینانی در میان پژوهش‌گران و محققین اقتصادی مورد توجه قرارگرفته است. در سال ۲۰۰۹ بلووم[1] اذعان می‌کند که مدل مناسبی برای تحلیل اثرگذاری شوک‌های نااطمینانی بر اقتصاد که اتفاق آن‌ها امری معمول بوده و تأثیرگذار هستند وجود ندارد، در صورتی که شوک‌های دیگری که در اقتصاد رخ می‌دهند (نظیر شوک‌های فنّاوری و شوک‌های قیمتی نفت) در ادبیات پژوهشی مورد توجه قرار گرفته‌اند. به نظر می‌رسد که در سال‌های بعد از ۲۰۰۹ به یک باره مطالعات اقتصادی با موضوع نااطمینانی، اندازه‌گیری و اثرات آن بر فضای اقتصادی رشد قابل توجهی نمود. به طوری که پس از بلووم افراد زیادی به مطالعه پیرامون نااطمینانی پرداختند. باچمن و همکاران[2] (۲۰۱۳)، بکرت و همکاران[3] (۲۰۱۳)، جولیو و یوکس[4] (۲۰۱۲)، جورادو و همکاران[5] (۲۰۱۵)، ریچ و تریسی[6] (۲۰۱۰) و روسی و شخپوسیان[7] (۲۰۱۵) تنها برخی از این افراد هستند.

با نگاهی به شرایط اقتصاد جهانی می‌توان سه دلیل مهم را برای افزایش مطالعات پیرامون نااطمینانی در سال‌های پس از ۲۰۰۹ برشمرد: ۱) افزایش نااطمینانی و نقش محتمل آن در شکل دادن بحران سال ۲۰۰۸، توجه سیاست‌مداران بسیاری را به خود جلب نمود. ۲) در دسترس قرار گرفتن اطلاعاتی نظیر داده‌های پنل برای خروجی بنگاه‌های اقتصادی، پایگاه داده‌های آنلاین برای اخبار و مواردی از این دست منجر به تسهیل پژوهش در این حوزه گردید. ۳) افزایش توانایی محاسباتی

---

1. Bloom
2. Bachmann (2013)
3. Bekaert (2013)
4. Julio and Yoox (2012)
5. Jurado (2015)
6. Rich and Tracy (2010)
7. Rossi and Sekhposyan (2015)

در اقتصاد امکان ورود نااطمینانی در مدل‌های اقتصادی را فراهم نمود (بلووم، ۲۰۱۴). در نتیجه این مطالعات گسترده، شاخص‌های بسیاری برای اندازه‌گیری نااطمینانی ایجاد شد. به طوری که بلووم (۲۰۱۴) بیان می‌کند که به دلیل تعریف گسترده‌ای که از نااطمینانی موجود است عدم وجود یک شاخص کامل برای آن قابل توجیه است و به جای یک شاخص، دسته‌ای از شاخص‌ها برای اندازه‌گیری نااطمینانی ارائه شده‌اند. به عقیده بلووم نوسانات بازار سهام و نوسانات تولید ناخالص داخلی همواره از شاخص‌های نااطمینانی محسوب می‌گردند زیرا هنگامی‌که نوسانات یک سری داده افزایش می‌یابد پیش‌بینی آن سخت‌تر می‌شود. شاخص‌های دیگری نظیر عدم اتفاق نظر پیش‌بینی‌کنندگان، تکرار کلمه نااطمینانی در اخبار و پراکندگی شاخص بهره‌وری در بنگاه‌ها نیز از دیگر شاخص‌های مورد استفاده برای اندازه‌گیری نااطمینانی می‌باشند (بلووم، ۲۰۱۴).

به نظر می‌رسد که علی‌رغم وجود شاخص‌های مختلف برای نااطمینانی، شباهت‌هایی در نحوه استخراج این شاخص‌ها نیز وجود دارد. این شباهت‌ها امکان ارائه یک تقسیم‌بندی از شاخص‌های نااطمینانی را فراهم می‌نماید. همان طور که در شکل ۱ نیز نمایش داده شده است، بونتمپی و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه خود روش‌های اندازه‌گیری نااطمینانی (شاخص‌های نااطمینانی) را به سه دسته تقسیم‌بندی می‌نمایند: شاخص‌های نااطمینانی بر پایه بازارهای مالی، شاخص‌های نااطمینانی بر پایه داشتن قابلیت پیش‌بینی و شاخص‌های نااطمینانی بر پایه اخبار یا رسانه.

منبع: بونتمپی و همکاران (۲۰۱۶)

شکل ۱: دسته‌بندی شاخص‌های نااطمینانی

۱-۱-۲- اندازه‌گیری نااطمینانی بر پایه بازارهای مالی

اولین دسته از روش‌های اندازه‌گیری نااطمینانی، شاخص‌هایی هستند که بر پایه بازارهای مالی طراحی شده‌اند. در این دسته از شاخص‌ها با استفاده از روش‌های پیچیده تلاش می‌گردد تا اطلاعات مالی آشکار شده در نوسانات بازارهای مالی تجزیه و تحلیل شود. در این روش فرض شده است که نوسانات بازارهای مالی می‌تواند ما را به سمت نوسانات اقتصاد کلان راهنمایی نماید (بونتمپی و همکاران، ۲۰۱۶). این روش برای اولین بار در سال ۱۹۹۵ توسط لی‌های و وای‌تد[1] برای بررسی اثر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری مورد استفاده قرار گرفت. در این مطالعه واریانس نرخ بازدهی دارایی در بازار مالی به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری نااطمینانی معرفی شده است. در سال‌های بعد پژوهش‌گران دیگری نظیر بلووم (۲۰۰۹)، نوتک و خان[2] (۲۰۱۱)، بکرت و همکاران (۲۰۱۳) و گیلچرست و همکاران[3] (۲۰۱۴) نیز از این روش استفاده نمودند. انتقاداتی نیز به این دسته مدل‌ها وارد شده است. رومر (۱۹۹۰) بیان می‌کند که این شاخص‌ها برای اندازه‌گیری نااطمینانی ضعیف بوده و توانایی منعکس نمودن تمامی نااطمینانی موجود در اقتصاد را ندارد زیرا تمامی افراد در بازارهای مالی سرمایه‌گذاری نمی‌نمایند (به طور خاص در کشورهای در حال توسعه که بازارهای مالی سهم قابل توجهی از اقتصاد را تشکیل نمی‌دهند). در نتیجه اتفاقات رخ داده در وال استریت و سایر بازارهای مالی لزوماً نمایان‌گر وضعیت تمامی اقتصاد نیست. البته در پاسخ به این انتقاد می‌توان بیان نمود که حتی کسانی که در بازارهای مالی سرمایه‌گذاری نمی‌کنند علاقه دارند افت‌وخیزهای آن را به عنوان نشانه‌ای از عملکرد اقتصاد در نظر بگیرند. جورادو و همکاران (۲۰۱۵) نیز انتقاداتی به این روش‌ها وارد می‌نمایند. به عقیده آن‌ها این روش‌ها قابلیت جداسازی میان تغییرات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده را ندارند و با توجه به این‌که تغییرات پیش‌بینی شده، نااطمینانی محسوب نمی‌شوند، لذا استفاده از شاخص‌های برآمده از این بازارها برای سنجش نااطمینانی در سطح کلان مورد تردید است. به همین دلیل می‌توان بیان نمود که بسیاری از تغییرات شاخص‌های نااطمینانی نظیر نوسانات بازار سهام به دلایلی غیر از نااطمینانی نظیر ریسک‌گریزی سهام‌داران یا "اثر اهرمی[4]" اتفاق می‌افتد (بکرت و همکاران[1]، ۲۰۱۳). نکته قابل

---

1. Leahy and Whited
2. Knotek and Khan (2011)
3. Gilchrist (2014)
4. Leverage Effect

توجه این است که روش‌های محاسبه بر مبنای انحراف معیار که در این روش مورد استفاده قرار می‌گیرد نشان دهنده نوسانات بوده و لزوما نااطمینانی بازار را نشان نخواهد داد که به این مهم در بخش‌های بعدی اشاره خواهد شد.

۲-۱-۲- اندازه‌گیری نااطمینانی بر پایه قابلیت پیش‌بینی

دسته دوم از روش‌های اندازه‌گیری نااطمینانی بر پایه قابلیت پیش‌بینی بنا نهاده شده‌اند. این شاخص‌ها به محاسبه تخمینی از نااطمینانی با استفاده از مفهوم قابل پیش‌بینی بودن اقتصاد و اندازه‌گیری اختلاف نظر، میان پیش‌بینی‌کنندگان حرفه‌ای می‌پردازند. در این دسته از روش‌ها، فرض می‌شود که سخت شدن پیش‌بینی از وضعیت آینده اقتصاد و همچنین بالا رفتن اختلاف نظر میان پیش‌بینی‌کنندگان حرفه‌ای، هر دو از نشانه‌های افزایش نااطمینانی است (بونتمپی و همکاران، ۲۰۱۶). به عبارت دیگر در صورتی که شاخص‌های اصلی در اقتصاد پر نوسان باشند، پیش‌بینی آن‌ها دشوارتر شده و در نتیجه اقتصاد بیشتر در فضای نااطمینانی قرار خواهد گرفت. از سویی دیگر در صورتی که در پیش‌بینی افراد متخصص از وضعیت اقتصاد و شاخص‌های اصلی آن اختلاف نظر زیاد وجود داشته باشد، نشان‌دهنده‌ی افزایش نااطمینانی است. از مطالعات انجام گرفته در این حوزه می‌توان به مقاله بامبرگر و فریزر[۲] در سال ۱۹۸۱ اشاره نمود. در این پژوهش از پراکندگی پیش‌بینی افراد از تورم به عنوان شاخصی برای نااطمینانی تورمی استفاده شده است. در مطالعه‌ای دیگر زارنویتز[۳] (۱۹۹۲) نشان داد که میان اجماع در پیش‌بینی‌ها و نااطمینانی رابطه معکوس وجود دارد، به این صورت که در زمان کاهش اجماع و افزایش اختلافات در پیش‌بینی‌ها نااطمینانی نیز افزایش می‌یابد. بچمن و همکاران[۴] (۲۰۱۳) نیز با استفاده از داده‌های حاصل از نظرسنجی برای پیش‌بینی مقدار تولید و داده‌های تولید محقق شده بنگاه‌ها در دو کشور امریکا و آلمان، میزان اختلاف در پیش‌بینی‌ها و خطا در پیش‌بینی‌های صورت گرفته را به‌عنوان شاخص نااطمینانی مورد استفاده قرار دادند. اسکاتی[۵] (۲۰۱۳) در مطالعه خود تحت عنوان "شگفتی و

---

1. Bekaert (2013)
2. Bomberger and Frazer
3. Zarnowitz (1992)
4. Bachmann (2013)
5. Scotti (2013)

شاخص نااطمینانی" به معرفی "شاخص شگفتی[۱]" پرداخت. این شاخص که نشان‌دهنده تغییرات غیر منتظره اقتصادی است، برای تحلیل نوع نگاه بدبینانه یا خوش‌بینانه کارشناسان به فضای اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است. فدرر[۲] (۱۹۹۳)، جیاردانو و سودرلین[۳] (۲۰۰۳)، باند و کامینز[۴] (۲۰۰۴)، فاس و ورمئولن[۵] (۲۰۰۴)، کلمنت[۶] (۲۰۰۸)، پاپسکو و اسمت[۷] (۲۰۱۰)، ریچ و تریسی (۲۰۱۰)، روسی و سخپوسیان (۲۰۱۵)، سگال و همکاران[۸] (۲۰۱۴) از دیگر مطالعات انجام گرفته با استفاده از شاخص‌های نااطمینانی بر پایه پیش‌بینی هستند.

انتقاداتی نیز به این دسته از شاخص‌های نااطمینانی وارد شده است. جورادو و همکاران (۲۰۱۵) بیان می‌کنند که داده‌های مقادیر انتظاری که عموماً بر اساس پرسش‌نامه به دست می‌آیند، تنها برای متغیرهای محدودی در دسترس هستند. برای مثال کمتر از یک‌پنجم داده‌های ماهانه اقتصاد کلان دارای مقادیر انتظاری می‌باشند. علاوه بر این مشخص نیست که داده‌های حاصل شده از پرسش‌نامه‌ها بدون تورش باشند، چنان که برخی مطالعات نظیر پژوهش سو[۹] (۲۰۱۳) این داده‌ها را دارای تورش سامانمند می‌دانند. ولفرس[۱۰] (۲۰۰۴) معتقد است که تفاوت در پیش‌بینی‌ها بیشتر نشان‌دهنده تفاوت در عقاید افراد پیش‌بینی‌کننده است تا وجود نااطمینانی.

۳-۱-۲- اندازه‌گیری نااطمینانی بر پایه اخبار یا رسانه

دسته سوم از روش‌های اندازه‌گیری نااطمینانی، بر پایه اخبار و رسانه شکل‌گرفته‌اند. در چند دهه اخیر و با توجه به گسترش روز افزون وسایل ارتباط جمعی، ادراک بسیاری از افراد و به‌طور خاص افراد غیر حرفه‌ای از نوسانات و تغییرات اقتصادی بر مبنای اخبار منتشر شده در رسانه‌ها شکل می‌گیرد. به عبارت دیگر رسانه‌ها همچون پیام‌رسانی هستند که برداشت خود از نااطمینانی را به

---

1. Surprise Index
2. Federer (1993)
3. Giordano and Soederlind (2003)
4. Bond and Cummins (2004)
5. Fuss and Vermeulen (2004)
6. Clements (2008)
7. Popescu and Smets (2010)
8. Segal (2014)
9. So (2013)
10. Wolfers (2004)

افراد منتقل می‌نمایند (الکسپولوس و کوهن[1]، ۲۰۰۹). با توجه به این نحوه انتقال می‌توان درجه نااطمینانی در یک دوره زمانی مشخص در جامعه را به‌وسیله میزان نااطمینانی منعکس شده در رسانه‌ها اندازه‌گیری نمود.

فرض صورت گرفته در این روش محاسباتی آن است که زمانی که نااطمینانی به وجود آمده در اقتصاد مهم باشد، حتماً در اخبار منتشر شده، با استفاده از کلمات مشخصی به آن اشاره می‌شود. به عبارت دیگر در این روش فرض می‌شود که رسانه‌ها توانایی درک و برآورد همه نااطمینانی بیان شده توسط خروجی‌های بازار، اقتصاددانان و بحث‌های سیاسی را دارند و با استفاده از کلمات مشخصی آن‌ها را به اطلاع عموم می‌رسانند (بونتمپی و همکاران، ۲۰۱۶). در این راستا الکسوپولوس و کوهن (۲۰۰۹) در مطالعه خود شاخص جدیدی برای اندازه‌گیری نااطمینانی بر اساس تعداد مقالاتی که در روزنامه نیویورک تایمز[2] پیرامون نااطمینانی و فعالیت‌های اقتصادی انتشار یافته بود معرفی کردند. بیکر و همکاران[3] (۲۰۱۲) نیز شاخص جدیدی به نام شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی[4] را برآورد نمودند. این شاخص میانگینی از سری داده‌های مختلفی است که در نهایت سه مؤلفه اصلی را منعکس می‌نماید: ۱) میزان تکرار اشاره رسانه‌های خبری به عبارت نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی، ۲) تعداد کدهای مالیاتی اعمال شده که در سال‌های آینده منقضی می‌شوند و۳) میزان عدم توافق در میان پیش‌بینی‌کنندگان، پیرامون هزینه‌های دولت و نرخ تورم در آینده. در واقع این شاخص از دو روش اندازه‌گیری نااطمینانی یعنی نااطمینانی بر پایه قابلیت پیش‌بینی و نااطمینانی در اخبار و رسانه بهره برده است. یکی از مشکلات این روش آن است که جهت‌گیری‌های سیاسی خاص مجلات و روزنامه‌ها می‌تواند باعث تأثیرگذاری بر این شاخص شود. برای مثال در صورتی که نشریات کشور، سوگیری خاصی درباره نااطمینان نشان دادن شرایط اقتصادی داشته باشند، موجب می‌گردد تا این شاخص سطح بالاتری از نااطمینانی را نمایش دهد. در این صورت تحلیل تغییرات نااطمینانی نیز دچار مشکل می‌شود. این مسئله زمانی که محقق به صورت گزینشی طیف سیاسی خاصی از مجلات را برمی‌گزیند، تشدید خواهد شد.

---

1. Alexopoulos & Cohen (2009)
2. The New York Times
3. Baker (2012)
4. Economic Policy Uncertainty

یکی از جدیدترین نوع از شاخص‌های نااطمینانی بر پایه اخبار و رسانه، شاخص حجم جستجوی اینترنتی است که توسط گوگل ترند[1] ارائه می‌شود. شاخص‌های سنتی نااطمینانی بر پایه اخبار و رسانه‌ها، بر برداشت و جهت‌گیری نویسندگان نشریات از نااطمینانی و نحوه انتشار آن تمرکز دارند؛ در حالی که شاخص حجم جستجوی اینترنتی به نحوه آشکارسازی نااطمینانی کاربران اینترنت از طریق فراوانی میزان جستجوی آن‌ها درباره کلمات مشخصی تکیه می‌نماید. به طور خلاصه این شاخص به جای شمارش کلمات در نشریات، به شمارش میزان جستجوها پرداخته و توجه خود را به‌جای کانال‌های ارسال‌کننده پیام نااطمینانی (رسانه و اخبار) به سوی دریافت‌کنندگان آن (افراد عادی) معطوف نموده است. این تفاوت موجب می‌شود تا شاخص حجم جستجوی اینترنتی به دلیل دریافت اطلاعات بدون واسطه از افراد جامعه کمتر تحت تأثیر جهت‌گیری رسانه‌ها قرار گیرد.

پیش از استفاده این شاخص در سنجش نااطمینانی، بررسی میزان جستجو، در حوزه بازاریابی اینترنتی[2] و تحت عنوان بهینه‌سازی موتور جستجو[3] (SEO) مورد استفاده قرار می‌گرفت. بهینه‌سازی موتور جستجو یعنی تولیدکردن صفحات وبی که برای موتورهای جستجو جالب و فریبنده هستند. هدف بهینه‌سازی صفحات وب این است که محصول و یا صفحه مورد نظر در نتایج یک موتور جستجوی بزرگ، بیشترین امتیاز را داشته باشند. اهمیت این موضوع از آن‌جا ناشی می‌شود که اکثر مردم از موتورهای جستجو برای رسیدن به مطلب یا محصول مورد نظر خود استفاده می‌نمایند. امروزه با تغییرات شگرف فنّاورانه و اینترنتی، تجزیه و تحلیل این شاخص در حوزه‌های مختلفی از جمله علوم سیاسی، تجارت و بازرگانی، علوم اجتماعی، روانشناسی و اقتصاد مورد استفاده قرار می‌گیرد[4]. در مطالعات اقتصادی داده‌های مربوط به جستجوی اینترنتی پیش از این در زمینه‌های دیگری غیر از نااطمینانی نیز به کار گرفته شده‌اند. در ادامه برخی از مهم‌ترین این پژوهش‌ها بیان خواهد شد.

---

1. Google Trend
2. Internet Marketing
3. Search Engine Optimization (SEO)
4. با توجه به گسترش اطلاعات موجود تحت وب، تجزیه و تحلیل آن‌ها علوم و روش‌های جدیدی را مانند داده کاوی (Data Mining)، متن کاوی (Text Mining) و علم داده‌های بزرگ (Big Data Science) ایجاد کرده است.

دزیلینسکی و همکاران[۱] (۲۰۱۱) به بررسی "اثر اهرمی[۲]" در بازارهای مالی پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های جستجوی اینترنتی دریافتند که این اثر به طور عمده نتیجه فراواکنشی[۳] سرمایه‌گذاران به اخبار بد است. در تحقیق دیگری چوی و واریان[۴] (۲۰۱۲) نشان دادند که چگونه می‌توان با استفاده از داده‌های جستجوی اینترنتی ارزش شاخص‌های اقتصادی در حوزه‌های مختلف نظیر "اعتماد مصرف‌کننده[۵]"، "اظهار بیکاری[۶]"، مقاصد مسافرتی و فروش اتومبیل را در آینده‌ای نزدیک پیش‌بینی نمود. دا و همکاران[۷] (۲۰۱۱) به معرفی شاخص جدیدی برای اندازه‌گیری توجه سرمایه‌گذاران به یک سهم خاص با استفاده از داده‌های جستجوی اینترنتی پرداختند. آن‌ها دریافتند که افزایش در میزان جستجوی اینترنتی منجر به افزایش قیمت سهام در دو هفته آتی و سپس کاهش آن در طول یک سال می‌گردد. علاوه بر این بازدهی عرضه اولیه عمومی سهام شرکت‌ها و عملکرد آن‌ها در بلندمدت با استفاده از داده‌های جستجوی اینترنتی قابل پیش‌بینی است. پریس و همکاران[۸] (۲۰۱۳) در مطالعه خود تحت عنوان "کمی‌سازی رفتار مبادله‌ای در بازارهای مالی با استفاده از گوگل ترند" با بررسی تغییرات حجم جستجوهای انجام شده پیرامون واژگان مرتبط با بازارهای مالی در گوگل ترند، الگوهایی را استخراج کردند که می‌تواند به عنوان نشانه‌ی هشدار پیش از وقوع[۹] از تحرکات در بازار سهام مورد استفاده قرار گیرد. وسن و اشمیت[۱۰] (۲۰۱۱) نیز در مقاله خود شاخصی برای میزان مصرف خصوصی با استفاده از گوگل ترند معرفی نمودند. آن‌ها همچنین نشان دادند که پیش‌بینی مصرف خصوصی با استفاده از این شاخص، نتایج بهتری نسبت به شاخص‌هایی که بر اساس نظرسنجی شکل گرفته‌اند حاصل می‌نماید. در ادامه به بررسی جامع‌تر و دقیق‌تر شاخص حجم جستجوی اینترنتی پرداخته می‌شود.

---

1. Dzielinski (2011)
2. Leverage Effect
3. Overreaction
4. Choi and Varian (2012)
5. Consumer Confidence
6. Unemployment Claims
7. Da (2011)
8. Preis (2013)
9. Early Warning Sign
10. Vosen and Schmidt (2011)

۳- شاخص حجم جستجوی اینترنتی

در برخی از مطالعاتی که در حوزه کمی‌سازی نااطمینانی در علوم انجام می‌گیرد نااطمینانی به دو بخش کاملاً تصادفی[۱] و شناختی[۲] تقسیم می‌شود (کرجیان و دیتلوسن[۳]، ۲۰۰۹). واژه "کاملاً تصادفی" دارای ریشه‌ای لاتین به معنای تاس انداختن[۴] است. نااطمینانی کاملاً تصادفی ناشی از فهم ما از حقایق تصادفی و ناشناخته موجود در زندگی واقعی است، لذا امکان کاهش آن وجود ندارد. به عبارت دیگر این نوع نااطمینانی از تصادفی بودن ذاتی یک پدیده نشات می‌گیرد و به همین دلیل قابل‌کنترل و محاسبه نیست (کرجیان و دیتلوسن، ۲۰۰۹). در مقابل واژه "شناختی" دارای ریشه‌ای یونانی به معنای دانش[۵] است. این نوع نااطمینانی به کمبود دانش ما درباره پدیده‌ها مربوط می‌شود. پدیده‌هایی که قابلیت شناخته شدن را دارند ولی در حال حاضر ناشناخته‌اند. علاوه بر منشاهای ذکرشده، نااطمینانی می‌تواند به دلیل وجود ابهام یا تضاد نیز ایجاد گردد. این ابهام و تضاد خود نتیجه عدم اجماع یا وجود مغایرت و تفاوت در دیدگاه‌های افراد است (آیلت و اشنایدر[۶]، ۲۰۱۴).

به نظر می‌رسد نااطمینانی شناختی به واسطه فقر دانش افراد ایجاد می‌شود. مانسکی[۷] (۲۰۱۵) نیز نااطمینانی در اقتصاد را نتیجه کمبود دانش تعریف می‌نماید. این کمبود دانش از نقص اطلاعات درباره یک پدیده اقتصادی منتج شده است، یا به دلیل غیر واضح بودن خود آن پدیده ایجاد می‌گردد. کمبود دانش باعث می‌شود تا نیاز افراد برای یافتن اطلاعات و پرکردن شکاف میان آن‌چه می‌دانند و آن‌چه باید بدانند برانگیخته شود. مطابق با علم روانشناسی اقتصادی، افراد به نااطمینانی بیشتر با تشدید جستجو پیرامون اطلاعات پاسخ می‌دهند (لمیکس و پترسون[۸]، ۲۰۱۱). در صورتی که نااطمینانی با افزایش اطلاعات کاهش یابد، شدت جستجو برای اطلاعات می‌تواند به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری نااطمینانی به کار گرفته شود. به نظر می‌رسد که درجه بالاتری از

---

1. Aleatory
2. Epistemic
3. Kiureghian and Ditlevsen (2009)
4. Alea
5. επιστη⌈η
6. Ilut and Schneider (2014)
7. Manski (2015)
8. Lemieux and Peterson (2011)

نااطمینانی انگیزه و مشوقی است برای کسب دانش بیشتر و به همین ترتیب، استفاده بیشتر از ابزاری که توانایی جمع‌آوری اطلاعات را برای جستجوگر فراهم می‌کند. در سال‌های اخیر اینترنت به یک ابزار اصلی برای جمع‌آوری اطلاعات تبدیل شده است، در نتیجه داده‌های جستجوی اینترنتی برای اندازه‌گیری نااطمینانی مفید خواهند بود. از سوی دیگر ۶۸.۸ درصد از جستجوهای انجام شده در فضای اینترنت توسط موتور جستجوگر گوگل[1] انجام می‌گردد[2]، لذا داده‌های جستجوی اینترنتی از طریق این موتور جستجوگر می‌تواند شاخص مناسبی از فضای اینترنت باشد. شرکت گوگل برای نمایش میزان جستجوی اینترنتی ابزاری به نام گوگل ترند را معرفی کرده است. این ابزار برای ارزیابی میزان جستجو واژگان مرتبط با رخ‌دادهای سیاسی و اقتصادی و برای فهم میزان اطلاعاتی که افراد برای افزایش سطح آگاهی خود نیاز دارند، مورد استفاده قرار می‌گیرد.

گوگل ترند شاخصی از جستجوهای انجام شده را از سال ۲۰۰۴ با نام "شاخص حجم جستجوی اینترنتی[3]" ارائه می‌نماید. این شاخص، میزان جستجوها را در زمان و منطقه مشخص برای یک یا چند واژه انتخابی ارائه می‌نماید. فرمول محاسباتی این شاخص برای واژه یا واژگان مورد جستجوی S، در زمان t و مکان مشخص به شرح رابطه (۱) است:

$$SVI_{st} = \frac{sv_{st}}{sv_{Gt} \times MSV_{[0,T]}} \times 100 = \frac{sv_{st}}{sv_{Gt} \times max_{t=[0,T]}\{^{sv_{st}}/_{sv_{Gt}}\}} \times 100 \qquad (۱)$$

sv_{st} تعداد جستجوی انجام شده برای واژه s، در زمان t را نشان می‌دهد. بسته به محبوبیت واژه یا واژگان مورد نظر و بازه جستجوی انتخابی، این شاخص به‌صورت ماهانه، هفتگی و در دوره‌های کوتاه‌مدت روزانه نیز ارائه می‌شود. به منظور عدم حساسیت این شاخص به افزایش کاربران اینترنتی در طی زمان، عبارت sv_{Gt} نشان‌دهنده‌ی کل جستجوهای انجام شده در گوگل در بازه زمانی t بوده که در مخرج کسر لحاظ شده است. $MSV_{[O,T]}$ نیز نشان‌دهنده حداکثر مقدار نسبت $^{sv_{st}}/_{sv_{Gt}}$ در طی دوره زمانی ۰ تا t است و با قرار گرفتن آن در مخرج کسر و ضرب کل کسر در عدد ۱۰۰، مقدار شاخص SVI_{st} همواره در بازه صفر تا ۱۰۰ قرار می‌گیرد. گوگل ترند این شاخص را تنها برای واژگانی که از یک حداقل مشخصی از محبوبیت برخوردار باشند فراهم

[1]. Google
[2]. www.netmarketshare.com
[3]. Search Volume Index

می‌نماید، در نتیجه واژگانی که کم جستجو می‌شوند شاخصی برابر صفر دارند (بونتمپی و همکاران، ۲۰۱۶).

شاخص حجم جستجوی اینترنتی مزایا و معایبی دارد. از مزایای این شاخص می‌توان به دسترسی رایگان، فراوانی بالای داده‌ها، و به روزرسانی منظم و سریع اشاره نمود. همچنین به دلیل نرمال‌سازی این شاخص نسبت به مقدار حداکثر، حساسیت شاخص به مقادیر اکسترمم کاهش می‌یابد. در مقابل انتقاداتی نیز نسبت به این شاخص مطرح شده است. یکی از انتقادات که توسط چوی و واریان (۲۰۱۲) مطرح شده در رابطه با نوع طراحی آن است. به دلیل تعریف خاص این نوع شاخص، مقدار آن در هر مرتبه دانلود برای یک واژه یکسان نخواهد بود و هرچند اندک تغییر می‌نماید[1]. در پاسخ به این انتقاد، دا و همکاران (۲۰۱۱) بیان می‌نمایند که هم‌بستگی شاخص‌های استخراج شده در دانلودهای متوالی از ۰/۹۷ بالاتر است. همچنین بونتمپی و همکاران (۲۰۱۶) معتقدند هنگامی که واژه مورد نظر از محبوبیت بالایی برخوردار باشد، در دانلودهای مکرر، مقدار آن تغییر قابل توجهی نخواهد کرد. انتقاد دیگر درباره تأثیر عوامل خارجی بر شاخص است. یک عامل خارجی می‌تواند باعث افزایش جستجو درباره یک واژه شود، بدون اینکه تغییری در سطح نااطمینانی ایجاد گردد. برای مثال پیش از ایام نوروز، جستجو برای قیمت دلار افزایش می‌یابد ولی این اتفاق لزوماً ناشی از افزایش نااطمینانی نیست بلکه به دلیل تقاضای بیشتر ارز در آخر سال رخ داده است. از آن‌جا که مبنای این شاخص، میزان جستجوهای اینترنتی است لذا بر خلاف شاخص‌های مبتنی بر اخبار (که داده‌های آن حداقل برای چندین دهه موجود است) تنها برای دو دهه اخیر قابل محاسبه است. در ادامه به نحوه استخراج شاخص نااطمینانی پرداخته خواهد شد.

---

[1]. در همین راستا قابل ذکر است که مقایسه این شاخص برای یک واژه در دو بازه زمانی مجزا (بدون هم‌پوشانی) ممکن است به نتایج نادرستی منجر شود لذا بایستی برای مقایسه، یک بازه کامل از داده‌ها استخراج شده و سپس امکان مقایسه میان دوره‌های مختلف فراهم می‌شود. نکته‌ی قابل توجه دیگر آن است که مقایسه مقادیر مطلق شاخص استخراجی برای دو واژه متفاوت به دلیل نرمال‌سازی، صحیح نیست و بالاتر بودن یکی نسبت به دیگری در زمان خاصی لزوما نشان‌دهنده نااطمینانی بالاتری نخواهد بود. در حالی که مقایسه تغییرات و جهت این شاخص‌ها امکان‌پذیر است.

۱-۳- نحوه محاسبه شاخص نااطمینانی

به منظور مدل‌سازی شاخص نااطمینانی پیرامون یک موضوع[۱]، ابتدا بایستی مجموعه واژگان مناسب انتخاب گردد. واژگانی که جستجوی آن‌ها نماینده‌ی مناسبی از جستجوی اطلاعات درباره بخش مورد نظر باشد. از آن‌جا که افزایش جستجوی اطلاعات، پاسخی به افزایش نااطمینانی است، لذا جستجوی بیشتر واژگان تعیین شده حاکی از افزایش نااطمینانی در موضوع مورد بررسی است. برای انتخاب واژگان مناسب، بایستی در گام نخست تمامی واژگان نزدیک به موضوع مورد نظر، در گوگل ترند بررسی شوند تا مشخص گردد که دارای محبوبیت لازم از دیدگاه جستجوکنندگان هستند یا خیر، زیرا در غیر این صورت گوگل ترند شاخص حجم جستجوی اینترنتی را برای آن‌ها ارائه نمی‌نماید. گام بعدی، بررسی زمینه کاربرد واژه انتخاب شده است. واژه انتخاب شده نباید در زمینه‌های دیگر کاربرد فراوانی داشته باشد چرا که در غیر این صورت شاخص نااطمینانی محاسبه شده در حوزه مورد نظر تحت تأثیر نتایج جستجو در سایر حوزه‌ها قرار گرفته و منجر به اخذ نتایج نادرست خواهد شد[۲]. در گام سوم باید مشخص گردد که آیا واژه معتبری به نمایندگی از حوزه مورد نظر انتخاب شده است یا خیر. بدین منظور می‌توان از یکی از امکانات ارائه شده توسط گوگل ترند تحت عنوان لیست "بهترین‌ها"[۳] استفاده نمود. در این لیست، واژگان مرتبط با موضوع انتخابی به ترتیب محبوبیت، توسط گوگل معرفی می‌شوند. با ملاحظه این لیست می‌توان دریافت که آیا واژه انتخاب شده توسط محقق، بهترین واژه در میان واژگان مرتبط است و یا واژه بهتری نسبت به آن وجود دارد که بایستی آن را برگزید. در گام چهارم برای یافتن یک واژه مناسب به جهت محاسبه نااطمینانی در یک کشور و یا منطقه خاص، باید جستجو محدود به آن کشور و یا منطقه شود. به طور مثال به منظور استخراج شاخص نااطمینانی اقتصادی در کشور ایالات متحده آمریکا، دزیلینسکی (۲۰۱۲) واژه اقتصاد[۴] را برگزید. او معتقد بود که این واژه نماینده مناسبی برای بخش اقتصاد محسوب می‌شود، چرا که تنها جستجوگرانی که به دنبال

---

[۱]. موضوع انتخاب شده می‌تواند محدوده وسیعی از موضوعات، اتفاقات یا بخش‌های مختلف را در برگیرد.

[۲]. در چنین شرایطی می‌توان با استفاده از امکانات جستجو که موتور جستجو برای کابران قرار می‌دهد حوزه‌های مورد جستجو را محدود کرد.

[3]. Tops

[4]. Economy

اطلاعات درباره شرایط اقتصادی هستند از آن استفاده می‌کنند و کاربردی در زمینه‌های دیگر ندارد. جستجوی واژه اقتصاد به معنای آن است که فرد جستجوکننده به دنبال کسب اطلاعات درباره شرایط اقتصادی است. این امر با توجه به استدلال‌های روانشناسی اقتصادی می‌تواند نشان‌دهنده نااطمینانی فرد درباره اقتصاد باشد. در نتیجه افزایش جستجوی واژه اقتصاد را می‌توان افزایش نااطمینانی اقتصادی درمیان افراد تفسیر کرد.

در مطالعه‌ای دیگر بونتمپی و همکاران (۲۰۱۶) از شاخص حجم جستجوی اینترنتی برای بررسی نااطمینانی سیاست‌گذاری در کشورآمریکا استفاده نمودند. بدین منظور هشت گروه از سیاست‌های دولت انتخاب شد: سیاست‌های مالی، سیاست‌های پولی، مراقبت‌های پزشکی، جنگ و امنیت ملی، قوانین و مقررات، بدهی‌های خارجی و بحران مالی، برنامه‌های حمایتی و سیاست‌های مربوط به تجارت. برای استخراج شاخص نااطمینانی در این هشت حوزه، ۱۸۴ واژه مرتبط انتخاب گردید. این واژگان در ۲۴ زیرگروه تقسیم‌بندی شدند. سپس با استفاده از روش جمعی‌سازی بیزینی[1] این ۲۴ زیرگروه به ۸ شاخص حجم جستجوی اینترنتی تبدیل گردید. هر یک از شاخص‌ها نشان‌دهنده نااطمینانی در یک حوزه سیاست‌گذاری بود. در ادامه به منظور کاربرد این شاخص در اقتصاد ایران، به اندازه‌گیری نااطمینانی نرخ ارز پرداخته می‌شود.

۴- محاسبه شاخص نااطمینانی نرخ ارز

۴-۱- محاسبه شاخص نااطمینانی نرخ ارز به روش جستجوی اینترنتی

برای محاسبه شاخص نااطمینانی نرخ ارز در اقتصاد ایران ابتدا باید واژه یا واژگان مناسب را بر اساس مراحل توضیح داده شده در بخش قبل انتخاب کرده و سپس شاخص نااطمینانی استخراج شود. در ادامه و پس از استخراج این شاخص، با توجه به تغییرات قیمتی ارز در سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵، شاخص مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

[1]. Bayesian Aggregation

۴-۱-۱- انتخاب واژه مناسب برای بازار ارز

برای استخراج شاخص نااطمینانی نرخ ارز در ایران باید از واژگان فارسی که توسط کاربران ایرانی برای کسب اطلاعات پیرامون نرخ ارز در اینترنت جستجو می‌شود، استفاده نمود. به نظر می‌رسد مناسب‌ترین واژگان قابل بررسی کلماتی مانند: "ارز"، "نرخ ارز"، "دلار"، "یورو"، "پوند"، "لیر" و "صرافی" هستند. برای تشخیص بهترین واژه باید مراحل عنوان شده در بخش قبل به ترتیب طی شوند. پس از بررسی‌های انجام شده در این تحقیق، واژه "ارز" به دلیل داشتن تمام ویژگی‌های مناسب به عنوان واژه منتخب برای استخراج شاخص نااطمینانی نرخ ارز در ایران انتخاب گردید[۱].

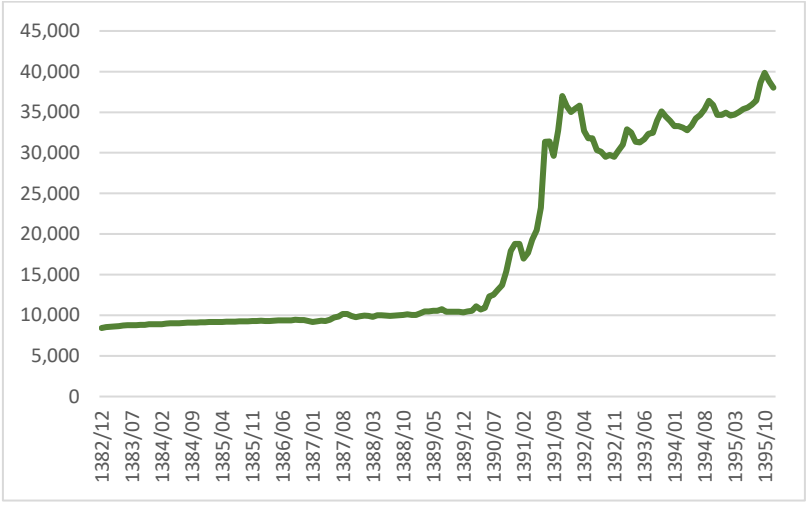
۴-۱-۲- تحلیل شاخص نااطمینانی بازار ارز

همان‌طور که از نمودارهای ۱ و ۲ مشخص است، در ابتدای دهه ۸۰ و پس از یکسان‌سازی موفق نرخ ارز در سال ۱۳۸۱، نوسانات قیمت دلار روند باثباتی را با وجود درآمدهای مناسب نفتی و کنترل نرخ ارز توسط بانک مرکزی تا اواخر این دهه تجربه کرد. بر این اساس شاخص نااطمینانی نرخ ارز استخراج شده در این مطالعه نیز روند باثباتی را تا تابستان ۱۳۸۹ نمایش می‌دهد (نمودار ۳). اما با شروع محدودیت‌هایی در حواله ارز به امارات و لذا بروز مشکل در نقل و انتقالات ارزی، پاییز ۱۳۸۹ نوسانات در بازار ارز و شکاف میان نرخ رسمی و غیر رسمی ارز نمایان شد که این رویداد اثر خود را در شاخص نااطمینانی ارز گذاشت و باعث افزایش آن شد. روند افزایش قیمت دلار ادامه پیدا کرد به طوری که در سال ۱۳۹۰ با اختلاف بیش از ۱۰۰ تومان میان نرخ رسمی و غیر رسمی، به طور عملی اقتصاد کشور از نظام تک‌نرخی ارز فاصله گرفت. در بهمن ماه همین سال، بانک مرکزی به عنوان اصلی‌ترین بازیگر در بازار ارز، نرخ ارز خود (مرجع) را ۱۲۲۶ تومان تعیین کرد. این سیاست، اثری بر جلوگیری از نوسانات و افزایش نرخ ارز در بازار نداشت. تحریم‌های جدیدی که در حوزه نفت و نیز سیستم بانکی کشور وضع شده بود، نوسانات ارز را از

---

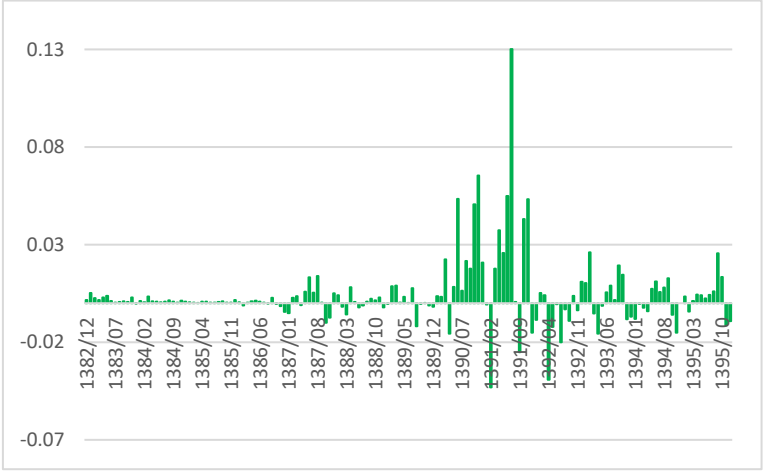
[۱]. دو واژه دلار و ارز نسبت به سایر واژگان مناسب‌تر بوده و ارتباط نزدیکی با یکدیگر داشتند. ولی با توجه به جامعیت بیشتر واژه ارز نسبت به دلار در این مطالعه برای سنجش نااطمینانی بازار ارز در اقتصاد ایران این واژه مورد استفاده قرار گرفت.

نیمه دوم سال ۹۰ تا اواخر سال ۹۱ افزایش قابل توجهی داد و موجب گسترش فضای عدم اطمینان در اقتصاد کشور شد؛ به طوری که شاخص نااطمینانی بازار ارز بیشترین مقادیر را در این دوره به ثبت رساند.



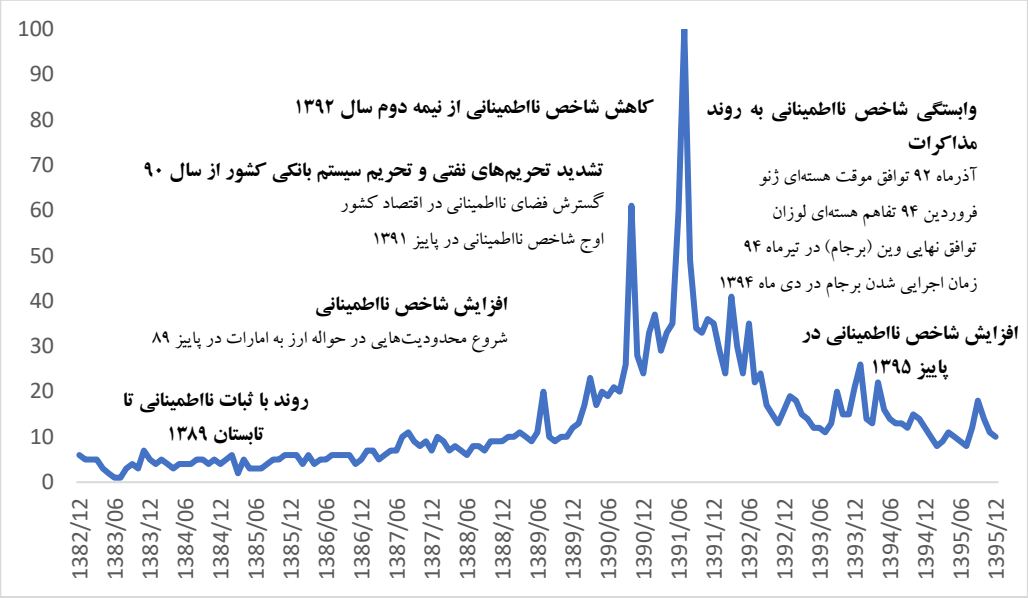
منبع: پایگاه داده‌های اقتصادی – وزارت اقتصاد

نمودار ۱: قیمت ماهانه ارز (دلار) در بازار غیر رسمی



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۲: بازده ماهانه ارز (دلار) در بازار غیر رسمی



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳: شاخص ماهانه نااطمینانی بازار ارز

سیاست‌گذار پولی، در ۴ مهرماه ۱۳۹۱ به منظور جلوگیری از افزایش دامنه نوسانات ارز، کمک به ورود واردات کالاهای ضروری و سهمیه‌بندی منابع محدود شده ارزی، مرکز مبادلات ارزی را تأسیس کرد که باعث سه نرخی شدن (نرخ ارز مرجع، نرخ مرکز مبادلات و نرخ بازار آزاد) نظام ارزی کشور شد. این اقدام نیز اثر قابل توجهی بر نوسانات بازار ارز نداشت؛ در این مدت قیمت دلار به بیش از سه برابر رسید.

در سال ۱۳۹۲ با تغییر دولت و در نتیجه تغییر نگرش سیاست‌های اقتصادی و تمرکز بر کاهش تنش‌های بین‌المللی، روند قیمتی دلار و نوسانات ناشی از آن در مسیر کاهشی قرار گرفت. این آرامش در بازار، برآمده از تغییر انتظارات کارگزاران اقتصادی و کاهش نااطمینانی اقتصادی بود که به روشنی در نیمه دوم سال ۹۲ در شاخص نااطمینانی بازار ارز نمایان شد. البته قبل و پس از انتخابات افزایش مختصری در این شاخص مشاهده می‌شود که نشان‌دهنده نااطمینانی موجود قبل و پس از انتخابات است که معمولاً در فضای اقتصادی به وجود می‌آید.

در سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ بازار ارز نوسانات کمی را تجربه کرد. شروع مذاکرات ایران با برخی از کشورهای غربی در رابطه با مسائل هسته‌ای کشور و تلاش برای رفع تحریم‌ها نقش بسیاری در کاهش نوسانات بازار ارز داشت. البته پس از تمدید دوباره مذاکرات هسته‌ای در اوایل آذر ۹۳ به یک‌باره قیمت دلار افزایش یافت ولی پس از دو ماه تلاطم و با ورود بازارساز روند کاهشی در پیش گرفت. این تغییرات را می‌توان در افزایش شاخص نااطمینانی در آذرماه ۱۳۹۳ مشاهده نمود. با توجه به کاهش قیمت نفت در سال ۹۳، درآمدهای نفتی کشور کاهش یافت. بر اساس توافق اولیه صورت گرفته، تحریم اقتصادی جدیدی اضافه نشده بود و از طرف دیگر دلار در بازارهای جهانی به نسبت سایر ارزها تقویت شده، به طوری که شاخص جهانی دلار[۱] افزایش یافته بود و لذا این عوامل اثر خود را در قیمت دلار در این سال گذاشت.

در سال ۱۳۹۴ نیز بازار ارز علی‌رغم کاهش شدید درآمدهای نفتی، دارای آرامشی نسبی بوده و نوسانات این بازار از دامنه محدودی برخوردار بود. یکی از عوامل اصلی کاهش دامنه نوسانات، مذاکرات هسته‌ای بود که در نهایت در زمستان سال ۹۴ (۲۶ دی ماه) با اجرایی شدن توافق جامع و نهایی هسته‌ای وین، تحت عنوان برجام (برنامه جامع اقدام مشترک[۲]) به وقوع پیوست.

در این دوره شاخص نااطمینانی در بازار ارز به طور خاص وابستگی شدیدی به روند مذاکرات پیدا کرده بود. در آذر ماه ۱۳۹۲ با توافق موقت هسته‌ای ژنو[۳] سرعت کاهش نااطمینانی شتاب گرفت. در فروردین ماه ۱۳۹۴ تفاهم هسته‌ای لوزان[۴] صورت گرفت که موجب افزایشی در این شاخص

---

۱. شاخص دلار (Dollar Index) آمریکا با نام اختصاری (USDX) ارزش دلار آمریکا را در مقایسه با یک سبد متشکل از ۶ ارز بین‌المللی دیگر (یورو، ین ژاپن، پوند انگلیس، کرون سوئد، دلار کانادا و فرانک سوئیس) نشان می‌دهد.

2. Joint Comprehensive Plan of Action

۳. توافق موقت ژنو بر روی برنامه هسته‌ای ایران (Geneva interim agreement on Iranian nuclear program) که به توافق هسته‌ای ژنو نیز معروف است، توافق‌نامه‌ای ۶ ماهه و قابل تمدید پیرامون برنامه هسته‌ای ایران بود که در ۳ آذر ۱۳۹۲ (برابر با ۲۴ نوامبر ۲۰۱۳) بین جمهوری اسلامی ایران و گروه ۵+۱ (شامل چین، فرانسه، روسیه، پادشاهی متحد بریتانیا، ایالات متحده آمریکا و آلمان) امضا شد. بر اساس این توافقنامه که برای رسیدن به یک راه‌حل جامع بلندمدت و مورد توافق طرفین و با هدف تضمین صلح‌آمیز بودن برنامه هسته‌ای ایران امضا گردید، طرفین به صورت داوطلبانه متعهد می‌شوند تا اقدامات متقابلی را به عنوان گام اول یک راه‌حل جامع انجام دهند.

۴. بیانیه سوئیس درباره راه حل‌های لازم جهت نیل به برنامه جامع اقدام مشترک (Switzerland statement on solutions on key parameters of a Joint Comprehensive Plan of Action) یا تفاهم هسته‌ای سوئیس که

شد. در تیرماه که زمان ایجاد برجام[1] و در دی و بهمن ماه که زمان اجرای برجام بوده است نیز افزایشی در این شاخص مشاهده می‌شود. البته روند حرکتی نشان‌دهنده کاهش نااطمینانی تا مهر ماه ۱۳۹۵ است.

در سال ۱۳۹۵، میزان تولید و صادرات نفت افزایش قابل توجهی داشت که در رشد اقتصادی سال ۹۵ خود را نشان داد. اما در پاییز، قیمت دلار و نوسانات آن افزایش یافت که دلایل متفاوتی برای آن بیان می‌شود از جمله افزایش تقاضای ارز برای مسافرت‌های خارجی، افزایش تقاضای ژانویه به منظور تسویه حساب بدهی‌های ارزی شرکت‌ها در پایان سال میلادی، جبران کسری بودجه دولت، افزایش ارزش دلار در بازارهای جهانی و در نتیجه افزایش قیمت دلار در کشورهای همسایه، افزایش حواله درهم، کاهش صادرات محصولات پتروشیمی و تأخیر در عرضه ارز به بازار توسط این شرکت‌ها و آثار روانی انتخابات آمریکا و پیروزی دونالد ترامپ[2] که موجب افزایش شاخص نااطمینانی در بازار ارز در این فصل شده است. پس از کاهش فشارهای افزایشی و مدیریت با تأخیر زمانی نوسانات توسط بانک مرکزی، قیمت دلار در بازار غیر رسمی کاهش یافته و به تبع آن شاخص نااطمینانی نیز کاهش یافت.

۲-۴- تحلیل منطقه‌ای

گوگل ترند ابزار دیگری برای تحلیل میزان جستجوی اینترنتی یک واژه در شهرها و استان‌های یک کشور در اختیار محققین قرار می‌دهد. در این ابزار استان‌های کشور بر اساس میزان جستجوی واژه انتخاب شده رتبه‌بندی می‌شوند. استان‌هایی در رتبه‌های بالاتر قرار می‌گیرند که میزان

به تفاهم هسته‌ای لوزان نیز معروف است، بیانیه‌ای شامل خلاصه‌ای از مجموع راه حل‌های تفاهم شده برای رسیدن به برنامه جامع اقدام مشترک پیرامون برنامه هسته‌ای ایران تا ضرب الاجل ۱۰ تیر ۱۳۹۴ است که پس از دو دور مذاکره در بازه زمانی ۲۵ اسفند ۱۳۹۳ تا ۱۳ فروردین ۱۳۹۴، در ۱۳ فروردین ۱۳۹۴ (برابر با ۳ آوریل ۲۰۱۵) میان ایران و گروه ۵+۱ در لوزان سوئیس منعقد شد.

[1]. توافق جامع و نهایی هسته‌ای وین با عنوان شناخته شده و رسمی برنامه جامع اقدام مشترک یا برجام (Joint Comprehensive Plan of Action) در راستای توافق جامع بر سر برنامه هسته‌ای ایران و به دنبال تفاهم هسته‌ای لوزان، در سه‌شنبه ۲۳ تیر ۱۳۹۴ (۱۴ ژوئیه ۲۰۱۵) در وین اتریش بین ایران، اتحادیه اروپا و گروه ۵+۱ منعقد شد.

[2]. Donald Trump

جستجوی بیشتری داشته‌اند. اما به این نکته باید توجه نمود که این برتری نمی‌تواند نمایانگر نااطمینانی بیشتر در آن استان نسبت به سایر استان‌ها باشد، در حقیقت بالاتر بودن میزان جستجوی یک واژه در یک استان نسبت به سایرین می‌تواند به دلایل دیگری غیر از نااطمینانی باشد.

همان‌طور که در شکل ۲ مشاهده می‌شود، در تحلیل جستجوی واژه انتخابی ارز در استان‌های کشور با استفاده از گوگل ترند مشخص شد که استان‌های آذربایجان غربی، تهران و هرمزگان به ترتیب دارای بیشترین میزان جستجوی واژه ارز هستند. با نگاهی دقیق‌تر می‌توان دریافت که در این سه استان مبادلات تجاری بسیاری انجام می‌شود و در نتیجه جستجوی بیشتری پیرامون ارز صورت می‌گیرد. استان آذربایجان غربی دارای چهار گمرک است و در همسایگی کشور ترکیه (یکی از شرکای بزرگ تجاری ایران) قرار دارد، استان تهران که پایتخت تجاری و سیاسی کشور در آن واقع شده و قلب فعالیت‌های اقتصادی کشور است. گمرکات استان هرمزگان و به طور خاص بندر شهید رجایی نیز ۵۲٪ از فعالیت‌های تجاری ایران را به خود اختصاص داده است. موارد اشاره شده دلیل موجهی برای بالا بودن میزان جستجو پیرامون ارز در این استان‌ها به شمار می‌رود.

مأخذ: گوگل ترند

شکل ۲: میزان جستجوی اینترنتی از واژه ارز در استان‌های کشور در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۲

۳-۴- برآورد شاخص نااطمینانی به روش مرسوم

یکی از رویکردهای مرسوم برای محاسبه نااطمینانی متغیرهای مختلف اقتصادی، استفاده از خانواده مدل‌های GARCH[۱] است. این مدل‌ها برای محاسبه نااطمینانی در طول زمان به طور وسیعی در مطالعات کاربردی استفاده می‌شود که از آن جمله می‌توان به کونتونیکاس[۲] (۲۰۰۴)، گرایر و پرری[۳] (۲۰۰۰)، جونز و السن[۴] (۲۰۱۳)، فونتاس و همکاران[۵] (۲۰۰۶)، چنگ[۶] (۲۰۱۱)، رحمان و سرلتیس[۷] (۲۰۰۹) و سرون[۸] (۲۰۰۳) اشاره کرد. البته قابل ذکر است این نوع مدل‌سازی، در واقع نوسانات[۹] متغیر مربوطه را محاسبه کرده که با تعریف ذهنی بودن نااطمینانی متفاوت است، به بیان دیگر این روش به طور غیر مستقیم نااطمینانی را برآورد می‌کند با این فرض که افزایش نوسانات یک متغیر موجب افزایش خطای پیش‌بینی یک مدل اقتصادی شده و در نتیجه نااطمینانی را افزایش خواهد داد. در پیوست به صورت نظری مدل GARCH به اختصار معرفی شده و در ادامه شاخص نااطمینانی[۱۰] به روش مرسوم برآورد می‌شود.

پیش از مدل‌سازی نااطمینانی نرخ ارز به روش مرسوم برای دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵، نخست بایستی مانایی نرخ ارز بررسی شود؛ لذا از آزمون KPSS برای این منظور استفاده شده که مقدار آماره KPSS برای لگاریتم نرخ ارز برابر ۱/۳۶۰ و برای تفاضل اول آن برابر ۰/۱۸۹ بدست آمد. با توجه به اینکه در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد مقادیر بحرانی به ترتیب ۰/۷۳۹، ۰/۴۶۳ و ۰/۳۴۷ بوده است در نتیجه لگاریتم نرخ ارز در سطح نامانا شده و برای مدل‌سازی معادله میانگین بایستی از تفاضل مرتبه اول آن استفاده کرد.

با مدل‌سازی اولیه برای معادله میانگین تفاضل لگاریتم نرخ ارز و عدم وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال، به بررسی وجود اثرات ARCH پرداخته می‌شود. مطابق جدول (۱) فرضیه صفر

---

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2. Kontonikas (2004)
3. Grier & Perry (2000)
4. Jones & Olson (2013)
5. Fountas (2006)
6. Chang (2011)
7. Rahman & Serletis (2009)
8. Servén (2003)
9. Volatility

۱۰. به دلیل تمایز دو کلمه شاخص (Index) و نماگر (Indicator)، به لحاظ مفهومی شاید مناسب‌تر باشد نتیجه محاسبه نااطمینانی از این روش را نماگر و نتیجه محاسبه نااطمینانی از روش جستجوی اینترنتی را شاخص بنامیم.

مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی (اثرات ARCH) دراجزاء اخلال رد شده و در نتیجه بایستی گشتاور مرتبه دوم و معادله واریانس نیز مدل‌سازی شود.

جدول ۱: نتایج آزمون اثرات ARCH

آماره	مقدار آماره	احتمال
آماره F	۲۴.۰۷	۰.۰
آماره χ^2	۲۱.۰۸	۰.۰

منبع: یافته‌های تحقیق

برای برآورد نااطمینانی از روش GARCH، نخست بایستی مدل بهینه (تعیین p و q) بر اساس دو معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (BIC) انجام شود. به جهت انعطاف‌پذیری بیشتر در مدل‌سازی، از سه نوع توزیع آماری z نرمال استاندارد[۱]، t استیودنت[۲] و توزیع خطای تعمیم‌یافته[۳] (GED) برای توزیع اجزاء اخلال استفاده شده است. در این راستا با نگارش برنامه‌ای در نرم‌افزار Eviews 10، حالت‌های مختلف تخمین زده و بهترین مدل برگزیده شد. همان طور که از نتایج جدول ۲ و ۳ مشاهده می‌شود مدل بهینه GARCH(1,1) و با توزیع t بر اساس هر دو معیار AIC و BIC بدست آمده است.

جدول ۲: نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه بر اساس معیار AIC

توزیع آماری	وقفه	AIC		
		q=۰	q=۱	q=۲
Z	P=۱	-۴.۴۸۸	-۵.۶۱۰	-۵.۶۰۲
	P=۲	-۵.۴۵۹	-۵.۶۰۸	-۵.۵۹۶
t	P=۱	-۵.۴۵۹	-۵.۷۸۸*	-۵.۷۷۷
	P=۲	-۵.۶۶۴	-۵.۷۷۸	-۵.۷۶۶
GED	P=۱	-۵.۴۱۲	-۵.۷۸۴	-۵.۷۷۳
	P=۲	-۵.۶۸۴	-۵.۷۷۵	-۵.۷۶۴

منبع: یافته‌های تحقیق

1. $f(\varepsilon_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_t^2}{2}\right)$

2. $f(\varepsilon_t) = \frac{\Gamma\left(\frac{\upsilon+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi}\,\Gamma\left(\frac{\upsilon}{2}\right)} (\upsilon-2)^{-\frac{1}{2}} (h_t)^{-\frac{1}{2}} \left[1+\frac{\varepsilon_t^2}{h_t(\upsilon-2)}\right]^{-\left(\frac{\upsilon+1}{2}\right)}$

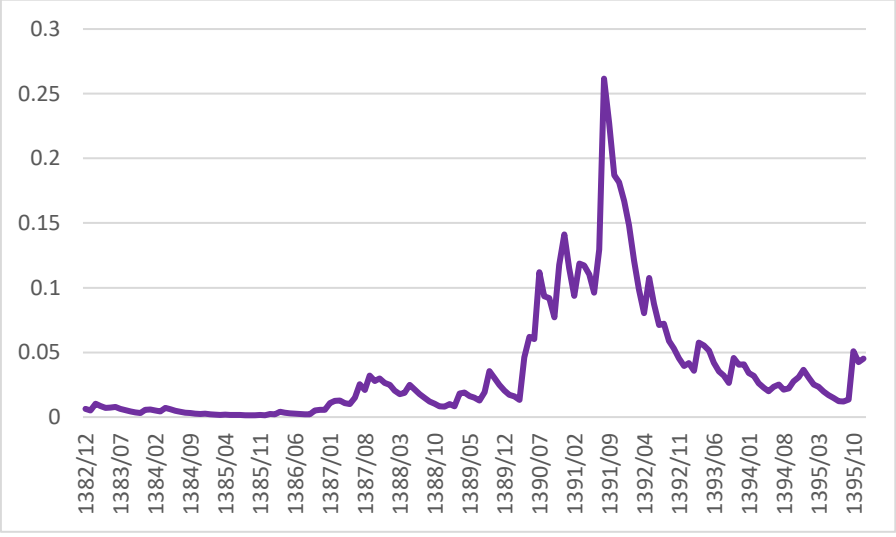
3. Generalized Error Distribution(GED), $f(\varepsilon_t) = \frac{\nu \exp[-\left(\frac{1}{2}\right)\left|\frac{\varepsilon_t}{\lambda h_t^{1/2}}\right|^{\nu}]}{h_t^{1/2}\lambda 2^{(1+\frac{1}{\nu})}\Gamma(\frac{1}{\upsilon})}$, $\lambda \equiv [(2^{-2/\nu}\Gamma(1/\upsilon))/\Gamma(3/\upsilon)]^{1/2}$

جدول ۳: نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه بر اساس معیار BIC

توزیع آماری	وقفه	BIC		
		q=۰	q=۱	q=۲
Z	P=۱	-۴.۴۱۱	-۵.۵۱۴	-۵.۴۸۶
	P=۲	-۵.۳۶۲	-۵.۴۹۲	-۵.۴۶۱
t	P=۱	-۵.۳۶۲	-۵.۶۷۲*	-۵.۶۴۱
	P=۲	-۵.۵۴۸	-۵.۶۴۲	-۵.۶۱۱
GED	P=۱	-۵.۳۱۶	-۵.۶۶۸	-۵.۶۳۷
	P=۲	-۵.۵۶۸	-۵.۶۴۰	-۵.۶۰۹

منبع: یافته‌های تحقیق

در مرحله نهایی بر مبنای مدل بهینه GARCH(1,1)-t-dist شاخص نااطمینانی (نوسانات) نرخ ارز به روش مرسوم محاسبه و در نمودار ۴ مقدار مربوط به هر ماه نمایش داده شده است. با توجه به نمودار در سال ۹۰ و ۹۱ بیشترین نوسانات ارزی محقق شده و نااطمینانی نیمه دوم سال ۹۵ نیز افزایش یافته است.



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۴: شاخص نااطمینانی نرخ ارز به روش مرسوم

۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

سیاست‌گذاران اقتصادی در هر کشوری به دنبال کاهش فضای نااطمینانی و افزایش پیش‌بینی‌پذیری متغیرهای اقتصادی هستند؛ چرا که نااطمینانی موجب اثرگذاری منفی بر تصمیم‌گیری اقتصادی خانوارها، بنگاه‌ها و سیاست‌گذاران شده و در نتیجه رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. وجود نااطمینانی، تقاضای سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها را تا زمان کسب اطلاعات بیشتر به تأخیر می‌اندازد، نااطمینانی همچنین با افزایش نرخ بهره و محدودیت وام‌گیری، موجب کاهش قدرت تأمین مالی بنگاه‌ها و کاهش بازدهی در بازارهای مالی می‌شود. خانوارها نیز مصرف کالاهای بادوام را به زمانی مطمئن‌تر موکول می‌نمایند. سیاست‌گذاری اقتصادی هم در چنین فضای نااطمینانی به‌سختی امکان‌پذیر است.

برای یافتن دلایل ایجاد نااطمینانی و هرگونه پیشنهاد سیاستی در جهت کاهش اثرات منفی آن، لازم است تا شاخصی به منظور رصد نااطمینانی در بخش‌های مختلف محاسبه شود. در این راستا مطالعات اقتصادی شاخص‌های متنوعی را به کار برده‌اند. هر یک از این شاخص‌ها دارای نقاط ضعف و قوتی در محاسبه نااطمینانی هستند. به طور کلی شاخص‌های نااطمینانی را می‌توان در سه گروه دسته‌بندی نمود: گروه اول شاخص‌های نااطمینانی بر پایه بازارهای مالی، گروه دوم شاخص‌های نااطمینانی بر پایه قابلیت پیش‌بینی و گروه سوم شاخص‌های نااطمینانی بر پایه اخبار یا رسانه. مطابق با بررسی‌های صورت گرفته شاخص‌های نااطمینانی محاسبه شده بر پایه بازارهای مالی قابلیت برآورد نااطمینانی کل اقتصاد را ندارند، این عدم توانایی به خصوص در کشورهایی که بازارهای توسعه‌یافته مالی ندارند شدت می‌گیرد. شاخص‌های نااطمینانی بر پایه قابلیت پیش‌بینی نیز دارای مشکلاتی نظیر فقدان داده‌های انتظاری برای متغیرهای اقتصادی و محاسبه نادرست نااطمینانی (اندازه‌گیری تفاوت نظرات اشخاص به جای نااطمینانی در بسیاری از موارد) هستند. شاخص‌های نااطمینانی محاسبه شده بر اساس اخبار نیز می‌توانند تحت تأثیر گرایش رسانه‌های خبری قرار گیرند.

نااطمینانی یک حالت ذهنی است که در مقابل اطمینان به معنای باور قطعی قرار دارد. ویژگی روان‌شناختی نااطمینانی، شک، تردید و در نهایت اضطراب است که این ذهنیت بر پایه عدم آگاهی شکل می‌گیرد. به عبارت دیگر نااطمینانی نوعی واکنش روان‌شناختی به عدم آگاهی

پیرامون آینده است. بر این اساس میزان جستجوی افراد برای کاهش این ناآگاهی می‌تواند نشانه‌ای از اندازه نااطمینانی موجود در ذهن آن‌ها باشد. لذا در این مطالعه از نسل جدیدی از شاخص‌های نااطمینانی که بر پایه جستجوی اینترنتی محاسبه می‌شوند، استفاده شده است. علاوه بر دسترسی آسان و بروز رسانی سریع، این شاخص‌ها دارای نقاط قوت دیگری نیز هستند. شاخص نااطمینانی محاسبه شده بر پایه جستجوهای اینترنتی قابلیت نمایش نااطمینانی در بخش‌های مختلف اقتصاد یک کشور و به طور خاص بازارهای دارایی نظیر، ارز، طلا و مسکن را دارد. این شاخص همچنین می‌تواند نااطمینانی شکل‌گرفته در ذهن افراد را به صورت مستقیم و بدون واسطه محاسبه نماید.

در این مقاله به منظور بررسی نااطمینانی در بازار ارز ایران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵، علاوه بر روش مرسوم (خانواده مدل‌های GARCH) از شاخص نوین نااطمینانی بر پایه جستجوی اینترنتی نیز استفاده شده است. با مقایسه‌های صورت گرفته میان شاخص نااطمینانی استخراج شده از هر دو روش، قیمت ارز و بازدهی نرخ ارز مشخص گردید که شاخص نااطمینانی بر پایه جستجوی اینترنتی به خوبی نشان‌دهنده نوسانات بازار ارز در ایران بوده و اوج و حضیض‌های این شاخص به ترتیب نشان‌دهنده تلاطم و آرامش در بازار ارز کشور است. به طور کلی سیاست‌گذاران در حوزه‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، برای درک بهتر شرایط موجود، نیاز به رصد فضای مورد سیاست‌گذاری خود داشته و در این راستا می‌توانند از این شاخص برای سنجش نااطمینانی استفاده نمایند.

منابع و مآخذ

1. Alexopoulos, M. & Cohen, J. (2009). "Uncertain Times, Uncertain Measures". Mimeo. Available at: https://www.economics.utoronto.ca/public/workingPapers/tecipa-352.pdf.
2. Bachmann, R. Elstner, S. & Sims, E. R. (2013). "Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data". American Economic Journal: Macroeconomics **5**(2): 217-249.
3. Baker, S. R. Bloom, N. & Davis, S. J. (2016). "Measuring Economic Policy Uncertainty". The Quarterly Journal of Economics **131**(4): 1593-1636.
4. Baum, C. F. Caglayan, M. Ozkan, N. & Talavera, O. (2006). "The Impact of Macroeconomic Uncertainty on Non-financial Firms' Demand for Liquidity". Review of Financial Economics **15**(4): 289-304.
5. Bekaert, G. Hoerova, M. & Duca, M. L. (2013). "Risk, Uncertainty and Monetary Policy". Journal of Monetary Economics **60**(7): 771-788.
6. Bloom, N. (2009). "The Impact of Uncertainty Shocks". Econometrica **77**(3): 623-685.
7. Bloom, N. (2014). "Fluctuations in Uncertainty". The Journal of Economic Perspectives **28**(2): 153-175.
8. Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". Journal of Econometrics **31**(3): 307-327.
9. Bomberger, W. A. & Frazer, W. J. (1981). "Interest Rates, Uncertainty and the Livingston Data". The Journal of Finance **36**(3): 661-675.
10. Bond, S. R. & Cummins, J. G. (2004). "Uncertainty and Investment: An Empirical Investigation Using Data on Analysts' Profits Forecasts". Available at: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=559528.
11. Bontempi, M. E. Golinelli, R. & Squadrani, M. (2016). "A New Index of Uncertainty Based on Internet Searches: A Friend or Foe of Other Indicators?" . Available at: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2746346.
12. Caggiano, G. Castelnuovo, E. & Nodari, G. (2014). "Uncertainty and Monetary Policy in Good and Bad Times". University of Padova and University of Melbourne, Mimeo. Available at: http://www.economia.unipd.it/sites/decon.unipd.it/files/20140188.pdf.

13. Chang, S. C. (2011). "The Interrelationship between Exchange-rate Uncertainty and Unemployment for South Korea and Taiwan: Evidence from a Vector Autoregressive Approach". International Economics **125**: 65-82.
14. Choi, H. & Varian, H. (2012). "Predicting the Present with Google Trends". Economic Record **88**(s1): 2-9.
15. Der Kiureghian, A. & Ditlevsen, O. (2009). "Aleatory or Epistemic? Does it Matter?". Structural Safety **31**(2): 105-112.
16. Dzielinski, M. (2012). "Measuring Economic Uncertainty and Its Impact on the Stock Market". Finance Research Letters **9**(3): 167-175.
17. Engle, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". Econometrica **50**(4): 987-1007.
18. Fountas, S. Karanasos, M. & Kim, J. (2006). "Inflation Uncertainty, Output Growth Uncertainty and Macroeconomic Performance". Oxford Bulletin of Economics and Statistics **68**(3): 319-343.
19. Fuss, C. and Vermeulen, P. (2004). "Firm's Investment Decisions in Response to Demand and Price Uncertainty". Applied Economics **40**(18): 2337-2351.
20. Gilchrist, S. Sim, J. W. & Zakrajšek, E. (2014). "Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics". (No. w20038). National Bureau of Economic Research. Available at: http://www.nber.org/papers/w20038.
21. Giordano, P. and Soederlind, P. (2003). "Inflation Forecast Uncertainty". European Economic Review **47**: 1037-1059.
22. Grier, K. B. & Perry, M. J. (2000). "The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some Garch-m Evidence". Journal of Applied Econometrics **15**(1): 45-58.
23. Ilut, C. L. & Schneider, M. (2014). "Ambiguous Business Cycles". The American Economic Review **104**(8): 2368-2399.
24. Jones, P. M. & Olson, E. (2013). "The Time-varying Correlation between Uncertainty, Output, and Inflation: Evidence from a DCC-GARCH Model". Economics Letters **118**(1): 33-37.
25. Julio, B. & Yook, Y. (2012). "Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles". The Journal of Finance **67**(1): 45-83.
26. Jurado, K. Ludvigson, S. C. & Ng, S. (2015). "Measuring Uncertainty". The American Economic Review **105**(3): 1177-1216.
27. Knotek II, E. S. & Khan, S. (2011). "How Do Households Respond to Uncertainty Shocks?" . Kansas City Federal Reserve Board Economic Revivew.

28. Kontonikas, A. (2004). "Inflation and Inflation Uncertainty in the United Kingdom, Evidence from GARCH Modelling". Economic Modelling **21**(3): 525-543.
29. Leahy, J. & Whited, T. (1996). "The Effect of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts". Journal of Money, Credit and Banking **28**(1): 64-83.
30. Lee, K. Kang, W. & Ratti, R. A. (2011). "Oil Price Shocks, Firm Uncertainty, and Investment". Macroeconomic Dynamics **15**(S3): 416-436.
31. Lemieux, J. and Peterson, R. A. (2011). "Purchase Deadline as a Moderator of the Effects of Price Uncertainty on Search Duration". Journal of Economic Psychology **32**: 33-44.
32. Levin, L. Efrat, A. & Segal, M. (2014). "Collecting Data in Ad-Hoc Networks with Reduced Uncertainty". Ad Hoc Networks **17**: 71-81. Avalable at: http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S15708705140001 6X.
33. Lovell, B. E. (1995). *A Taxonomy of Types of Uncertainty*, Portland State University.
34. Machina, M. & Viscusi, W. K. (Eds.). (2014). *Handbook of the Economics of Risk and Uncertainty*, North-Holland, Elsevier.
35. Manski, C. F. (2015). "Communicating Uncertainty in Official Economic Statistics: an Appraisal Fifty Years after Morgenstern". Journal of Economic Literature **53**(3): 631-653.
36. Preis, T. Moat, H. S. & Stanley, H. E. (2013). "Quantifying Trading Behavior in Financial Markets Using Google Trends". Available on: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2260189.
37. Rahman, S. & Serletis, A. (2009). "The Effects of Exchange Rate Uncertainty on Exports". Journal of Macroeconomics **31**(3): 500-507.
38. Rich, R. & Tracy, J. (2010). "The Relationships among Expected Inflation, Disagreement, and Uncertainty: Evidence from Matched Point and Density Forecasts". The Review of Economics and Statistics **92**(1): 200-207.
39. Romer, C. (1990). "The Great Crash and the Onset of the Great Depression". Quarterly Journal of Economics **105**: 597-624.
40. Rossi, B. & Sekhposyan, T. (2015). "Macroeconomic Uncertainty Indices Based on Nowcast and Forecast Error Distributions". The American Economic Review **105**(5): 650-655.

41. Scotti, C. (2016). "Surprise and Uncertainty Indexes: Real-time Aggregation of Real-activity Macro-surprises". Journal of Monetary Economics **82**: 1-19.
42. Servén, L. (2003). "Real-exchange-rate Uncertainty and Private Investment in LDCs". Review of Economics and Statistics **85**(1): 212-218.
43. So, E. C. (2013). "A New Approach to Predicting Analyst Forecast Errors: Do Investors Overweight Analyst Forecasts? ". Journal of Financial Economics **108**(3): 615-640.
44. Vosen, S. & Schmidt, T. (2011). "Forecasting Private Consumption: Survey-based Indicators vs. Google Trends". Journal of Forecasting **30**(6): 565-578.
45. Zarnowitz, V. (1992). *Composite Indexes of Leading, Coincident, and Lagging Indicators*, In Business Cycles: Theory, History, Indicators, and Forecasting (pp. 316-356). University of Chicago Press. Available at: http://www.nber.org/chapters/c10382.pdf.

پیوست

معرفی مدل GARCH

یکی از ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی با فراوانی بالا، دارا بودن نوسانات خوشه[1] است به طوری که در دوره‌هایی با نوسانات اندک و در دوره‌هایی با نوسانات بالا همراه هستند. این ویژگی نشان‌دهنده ثابت نبودن واریانس سری زمانی در طی زمان خواهد بود. در نتیجه بایستی معادله واریانس نیز در مدل‌سازی در نظر گرفته شود. مدل‌های ARCH نخستین بار توسط انگل[2] (۱۹۸۲) مطرح شدند. این مدل‌ها توانایی محاسبه نوسانات در هر زمان را برای محققان فراهم می‌آورد. معادله میانگین و واریانس در مدل ARCH(q) در رابطه (۱) و (۲) نمایش داده شده است.

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t|\Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \qquad (۱)$$

$$h_t = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \qquad (۲)$$

بالرسلو[3] (۱۹۸۶) مدل انگل را با در نظر گرفتن وقفه‌های واریانس، گسترش داد و موجب کاهش تعداد پارامترها نسبت به مدل ARCH شد که تشخیص و برآورد آن آسان‌تر است. رابطه (۳) معادله واریانس یک فرآیند GARCH(p,q) را نشان می‌دهد.

$$h_t = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \sigma_{t-i}^2 \qquad (۳)$$

یکی از روش‌های اصلی و پرکاربرد مدل‌سازی نوسانات، روش GARCH و روش‌های مشتق شده از آن است که در اکثر مطالعات داخل و خارج مورد استفاده قرار می‌گیرد.

---

1. Volatility Clustering
2. Engel
3. Bollerslev

Calculation of uncertainty index based on an Internet search: A case study of the foreign exchange market of Iran[1]

Hamid Abrishami[2]*
Akbar Komijani[3]
Mahdi Nouri[4]
Mohammad Hossein Memarian[5]

Received: 09-09-2018 Accepted: 22-10-2018

Abstract

After the financial crisis, studies of uncertainty have been of particular interest to researchers in the past decade. Given the negative impact of uncertainty on the economic growth and development of the country, policymakers seek to control and reduce the uncertainty to improve economic activities. For this purpose, the value of uncertainty must first be assessed. In this study, after the existing methods of calculating uncertainty are expressed, the index of uncertainty is introduced based on an Internet search and its advantages and disadvantages are examined. Given the foreign exchange turbulence in Iran's economy in recent years, the uncertainty indices in the foreign exchange market during the years 2003-2016 are extracted monthly through this procedure. Furthermore, in the next step, GARCH models are used to estimate uncertainty indices in the foreign exchange market for the same period. It has been found through comparison that the Internet search of indices provides a good image of the foreign exchange price variations in the market. In general, policymakers in various areas need to monitor their policy environment, which can be used to measure uncertainty in some of these areas.

Keywords: Uncertainty measurement, Information search, Risk, Exchange rate.
JEL Code: F31, D83, D80.

---

[1]- This Paper has been extracted from Ph.D. dissertation of Mahdi Nouri.

[2]- Professor of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran
Email: abrihami@ut.ac.ir
[3]- Professor of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran
[4]- Ph.D. in Economics and Lecturer, University of Tehran
[5]- Ph.D. Student, Faculty of Economics, University of Tehran

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

اثر شوک درآمدهای نفتی بر توان پذیری قیمت مسکن شهری در ایران

سید وحید احمدی[۱]
ابراهیم عباسی[۲*]
رضا محسنی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۲۰

چکیده

رشد سریع شهرنشینی به پدیده غالب در دنیا مبدل شده است و غفلت از وضعیت شاخص‌های توان‌پذیری قیمت مسکن شهری، می‌تواند زمینه‌ساز گسترش حاشیه‌نشینی و پیامدهای منفی اجتماعی، امنیتی و فرهنگی مترتب بر آن باشد. بررسی‌ها نشان می‌دهد شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران، که تا قبل از سال ۱۳۸۱ تحت تاثیر چرخه‌های تجاری بازار مسکن، بعضاً در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار می‌گرفت، از این سال به بعد، مستمراً در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار داشته است. از جمله عواملی که می‌تواند بر تحولات شاخص‌های توان‌پذیری تاثیرگذار باشد، آثار ناشی از بیماری هلندی در اقتصاد ایران است. در این مطالعه، علاوه بر تحلیل رفتار شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری، با استفاده از مدل SVAR، تاثیر شوک درآمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن نیز بررسی شده است. مطابق نتایج این پژوهش، نوسانات شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری از یک عدم تعادل کوتاه‌مدت فراتر رفته است، به طوری که به واسطه فاصله گرفتن بیش از پیش درآمد خانوار و قیمت مسکن شهری از یکدیگر، همگرایی این دو متغیر تائید نشد. به علاوه، بررسی نشان داد هرچند تاثیر شوک درآمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن در کوتاه‌مدت اندک است اما ظرف ۹ فصل، شوک مذکور ۶/۶ درصد از نوسانات توان‌پذیری را توضیح داده و اثر آن نهایتاً پس از ۱۰ فصل از بین می‌رود.

واژه‌های کلیدی: توان‌پذیری، مسکن در استطاعت، نفت، بیماری هلندی، ایران.

Keywords: Affordability, Affordable Housing, Oil, Dutch Disease, Iran.
JEL Classification: R32, R38, C52.

---

[۱]. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
ahmady_va@yahoo.com
مقاله حاضر از رساله دکتری سید وحید احمدی به راهنمایی دکتر ابراهیم عباسی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه استخراج شده است
[۲]. استادیار،گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی (نویسنده مسئول) abbassiebrahim@yahoo.com
[۳]. استادیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران re_mohseni@sbu.ac.ir

۱- مقدمه

بخش مسکن از بخش‌های مهم اقتصاد است. اهمیت آن در بازار دارائی‌ها، نقش آن در فرآیند انتقال سیاست پولی، جایگاه آن در تشکیل سرمایه ثابت بخش ساختمان، ماهیت اشتغال زایی بالای آن و ارتباطات پیشین گسترده آن با دیگر بخش‌های واقعی اقتصاد، که سبب شده از آن به عنوان موتور محرک رشد اقتصادی یاد شود، تنها بخشی از کارکردهای متفاوت و مهم بخش مسکن است (احمدی، ۱۳۸۹: ۳۹) (عباسی نژاد و یاری، ۱۳۸۸: ۶۰). قیمت از مهم‌ترین مولفه‌های اقتصادی هر کالایی است. در ارتباط با بررسی عوامل تاثیر گذار بر قیمت مسکن، مطالعات گسترده‌ای انجام شده است. در این میان، با توجه به نقش ویژه مسکن در اقتصاد کلان و همچنین جایگاه آن به عنوان کالای ضروری، که خانوارها ناگزیر از تامین آن هستند، دقت نظر در رفتار قیمتی مسکن و میزان انطباق این رفتار قیمتی با ساختار «درآمد خانوار» و عملکرد بازار «اجاره مسکن»، که دو رکن مهم بازارمسکن محسوب می‌شوند، موضوع مهمی است که غفلت از آن می‌تواند به شکل‌گیری و حتی ترکیدن حباب قیمتی مسکن و ضعف توان‌پذیری مسکن بیانجامد. مطالعات مختلف، از جمله مطالعه بیکر[1] (۲۰۱۸)، نشان می‌دهد، تجربه ترکیدن حباب قیمتی مسکن و آثار مخرب آن بر بازارهای مالی و سرانجام بر کل اقتصاد، که یکی از موارد اخیرآن بحران مالی (۲۰۰۹-۲۰۰۷) است، به اندازه کافی درکشورهای مختلف، به ویژه در کشورهایی که در آن‌ها «نسبت تسهیلات خرید به قیمت مسکن»[2] بالا و وام‌های بد[3] شایع است، و ترکیدن حباب می‌تواند از طریق نکول تسهیلات دریافتی از سوی دریافت‌کنندگان، به ایجاد مشکل برای سیستم بانکی، سرایت بحران از شبکه بانکی به دیگر بازارهای مالی و نهایتا کل اقتصاد منجر شود، حساسیت‌های لازم را برانگیخته است، بنابراین، مطالعات گسترده‌ای در خصوص حباب‌های قیمتی مسکن و عوامل تاثیرگذار بر آن انجام شده است. اما ادبیات توان‌پذیری مسکن، کاملا نوپا، و مطالعات در خصوص آن، محدود است. توجه به توان‌پذیری مسکن، که به تدریج در حال شکل‌گیری و تبدیل

[1]. Baker (2018)
[2]. Loan to Value
[3]. Non-Performing Loans

به یک پویش جهانی است[۱]، خاستگاهی ورای نگرش صرفا اقتصادی دارد و با مسائل اجتماعی- زیست‌محیطی و امنیتی نیز آمیخته است. به بیان روشن‌تر، بررسی‌ها نشان می‌دهد با وجود تفاوت‌های ماهوی بسیاری که در شیوهٔ گسترش شهرنشینی در نقاط مختلف جهان مشاهده می‌شود، امروزه، جهان به سرعت در حال شهری شدن است (عظیمی، ۱۳۸۱: ۱۳). به طوری که پیش‌بینی می‌شود سهم جمعیت شهری از کل جمعیت جهان که در سال ۱۹۵۰، ۳۰ درصد بوده است، تا سال ۲۰۵۰ به ۶۶ درصد بالغ گردد (سازمان ملل متحد، ۲۰۱۴: ۲). در این فرآیند تحول، عملکرد صحیح اقتصاد کلان، به طور قطع نقش تعیین‌کننده‌ای در هدایت بخش مسکن در مسیر توسعه پایدار ایفا می‌کند و غفلت از حفظ تناسب قیمت مسکن و درآمد خانوار، می‌تواند به گسترش بدمسکنی و حاشیه‌نشینی منجر شود. بر این مبنا، در راستای تحقق رشد متوازن مناطق شهری و پیشگیری از پیامدهای اجتماعی-اقتصادی مخرب ناشی از بی‌توجهی به توان‌پذیری قیمت مسکن، از دهه ۱۹۶۰ در آمریکا، دهه ۱۹۸۰ در اروپا (گابریل[۲] و همکاران، ۲۰۰۵: ۴) و دهه ۱۹۹۰ در ادبیات مسکن دیگر کشورهای دنیا (مولینر و ملین[۳]، ۲۰۱۵: ۲۴۹)، الزامی به نام مسکن در استطاعت (توان‌پذیر) شکل گرفته است و به این ترتیب، سیاست‌گذاران کلان با رصد تحولات قیمتی مسکن، حفظ تناسب قیمت با درآمد آحاد جامعه را در کانون توجه قرار داده‌اند. اگرچه، به جهت ویژگی‌های کالای مسکن و همچنین پیچیدگی‌های اقتصادی-اجتماعی کشورها، تاکنون معیار و استاندارد جهانی مشخصی، که بتواند در حوزه مسکن توان‌پذیر مورد توجه سیاست‌گذاران عرصه مسکن قرار گیرد، ارائه نشده است، اما بررسی دقیق شاخص‌های کاربردی توان‌پذیری مسکن نشان می‌دهد، هم‌اکنون، این شاخص در دو قالب «سهم هزینه اجاره مسکن در بودجه خانوار» و «شاخص دسترسی به مسکن»، -که دو روی یک سکه‌اند- در بسیاری از کشورها، مبنای ارزیابی توان‌پذیری قرار گرفته است. بر اساس رهیافت «سهم هزینه اجاره مسکن در بودجه خانوار»، مسکنی توان‌پذیر محسوب می‌شود که هزینه اجاره آن از درصدی از درآمد خانوار بیشتر نباشد (این نسبت در کشورهای مختلف غالبا در دامنه ۲۵ تا ۳۰ درصد تعیین شده است). رهیافت

---

[۱]. پیام جهانی کمیته اسکان بشر سازمان ملل متحد، برای سال ۲۰۱۷، «سیاست مسکن: خانه‌های متناسب با درآمد» است (برنامه اسکان بشر ملل متحد، ۲۰۱۷).

[2]. Gabriel (2005)

[3]. Mulliner and Maliene (2015)

دیگر؛ «شاخص دسترسی به مسکن» است که از نسبت میانگین قیمت مسکن به میانگین درآمد سالانه خانوار به دست می‌آید و نشان می‌دهد، یک خانوار با فرض پس‌انداز کل درآمد سال خود، طی چند سال، می‌تواند صاحب خانه شود. آستانه‌های شاخص دسترسی به مسکن به قرار ذیل است:

- بازار مسکن در دامنه قیمتی با نسبت ۳ سال و کمتر، «در دسترس»
- ۳/۱ تا ۴/۰ سال، «نسبتا دور از دسترس»
- ۴/۱تا ۵/۰ سال، «به طور جدی دور از دسترس» و
- ۵/۱ سال و بیشتر، «شدیدا دور از دسترس». (International Housing Affordability Survey, 2018)

بررسی‌ها نشان می‌دهد، در ایران شاخص دسترسی به مسکن شهری، از سال ۱۳۸۱ در محدوده شدیدا دور از دسترس قرار گرفته و در سال ۱۳۹۵به عدد ۱۱ رسیده است (دفتر برنامه‌ریزی، تجهیز منابع و اقتصاد مسکن، ۱۳۹۷). به علاوه در سال ۱۳۹۵، هزینه اجاره مسکن، به طور متوسط ۳۴/۱ درصد از سبد هزینه خانوارهای شهری را به خود اختصاص داده است (پایگاه اینترنتی مرکز آمار ایران، زمان دسترسی شهریور ماه ۱۳۹۷). این میزان در گروه‌های کم‌درآمد به بیش از ۵۰ درصد می‌رسد. سیاست‌گذاری‌های نامناسب در حوزه‌های مسکن و اقتصاد، در کنار رشد سریع شهرنشینی، باعث شده است تا ۱۹ میلیون نفر از جمعیت ۵۹ میلیون نفری جامعه شهری، در بافت‌های فرسوده شهری و حاشیه شهرها اسکان یابند (توکلی‌نیا و ضرغامی، ۱۳۹۷: ۵۰). آماری که به عنوان آینه تمام نمای مشکل توان‌پذیری قیمت مسکن در مناطق شهری، بر لزوم توجه کامل به روند تحولات توان‌پذیری مسکن صحه می‌گذارد. ایران، کشوری نفتی است و صادرکنندگان نفتی بعضاً با عارضه بیماری هلندی نیز مواجه‌اند، بنابراین افزایش درآمد نفتی، علاوه بر این‌که درآمد سرانه این کشورها را بهبود می‌بخشد، مطابق با ادبیات بیماری هلندی می‌تواند قیمت مسکن و در مجموع توان‌پذیری قیمت مسکن را تحت تاثیر قرار دهد. به رغم اهمیت بخش نفت و مسکن در اقتصاد ایران و همچنین حاد بودن وضعیت توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در کشور و احتمال تاثیر نوسانات درآمد نفتی بر توان‌پذیری مسکن، با وجود بررسی گسترده، مطالعه‌ای که به بررسی وضعیت عمومی توان‌پذیری قیمت مسکن شهری و تحلیل رفتار قیمت مسکن و درآمد خانوار شهری در ایران پرداخته باشد و یا در آن عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن در کشور

بررسی شده باشد، مشاهده نمی‌شود. این در شرایطی است که شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران، که تا قبل از سال ۱۳۸۱ تحت تاثیر چرخه‌های تجاری بازار مسکن، بعضاً در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار می‌گرفت، از این سال به بعد، مستمراً در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار داشته است و حاشیه‌نشینی و بدمسکنی به عنوان نمادهای عینی ضعف توان‌پذیری در کشور به سرعت در حال گسترش است. با این توضیح، بررسی رفتار دو متغیر درآمد خانوار شهری و قیمت مسکن و همچنین تبیین عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری مسکن در ایران، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این مقاله که در سرفصل‌های ذیل تنظیم و ارائه می‌شود و توجه دادن به موضوع توان‌پذیری مسکن شهری نوآوری آن محسوب می‌شود، در نظر است، به کمک تکنیک‌های اقتصادسنجی فرضیه‌های ذیل آزمون شود.

- رفتار شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن از یک عدم تعادل کوتاه‌مدت ناشی از رفتارهای سیکلی فراتر رفته و در حال تبدیل به چالشی بلندمدت است.
- شوک درآمد نفتی بر تحولات توان‌پذیری قیمت مسکن تاثیرگذار بوده است.

پس از ذکر این مقدمه، در ادامه، مبانی نظری چالش توان‌پذیری قیمت مسکن تبیین می‌شود. بخش بعد به ادبیات تجربی و مطالعات داخلی و خارجی انجام شده در این خصوص اختصاص دارد. در ادامه، ضمن ارائه تحلیل آماری توان‌پذیری مسکن در مناطق شهری ایران و بررسی همگرایی درآمد خانوار و قیمت مسکن شهری، تاثیر شوک درآمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن در قالب مدل SVAR تبیین می‌شود. در نهایت، بر اساس نتایج مدل توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

مبانی نظری این پژوهش در دو بخش ارائه می‌شود. بخش نخست به بیان مبانی نظری چالش توان‌پذیری قیمت مسکن اختصاص دارد. در بخش دوم، مبانی نظری تاثیر درآمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن تبیین می‌شود.

۲-۱- چالش توان‌پذیری قیمت مسکن

در شرایطی که بازارها، از جمله بازار «مسکن» و «نیروی کار» از کارایی لازم برخوردار باشند، می‌توان انتظار داشت که درآمد خانوار و قیمت مسکن رفتاری هم‌سو و همگرا داشته باشند، همین

منطق، مبنای نظری مطالعاتی بوده که در آن‌ها همگرایی قیمت مسکن و درآمد خانوار، به عنوان پیش فرض، اصلی پذیرفته شده قلمداد شده است. برای نمونه مالپزی[1] (۱۹۹۹)، کاپوزا[2] و همکاران (۲۰۰۲)، و مین[3] (۲۰۰۲) در بررسی مشکل توان‌پذیری و رفتار حبابی قیمت مسکن، با تکیه بر تئوری تقاضای مسکن -که معطوف به درآمد خانوار است- این‌گونه استدلال می‌کنند که، اگرچه در کوتاه‌مدت ممکن است قیمت مسکن و درآمد خانوار موقتاً از یکدیگر فاصله بگیرند، اما در بلندمدت، این دو متغیر رفتاری همگرا داشته و تمایل به بازگشت به روند بلندمدت دارند. در پاسخ به این مطالعات باید به این نکته اشاره کرد که بازارها الزاماً از کارایی لازم برخوردار نیستند و نتایج تجربی نیز نشان می‌دهد که درآمد خانوار و قیمت مسکن الزاماً رفتاری همگرا ندارند. برای مثال، جوشا گالین[4] (۲۰۰۶)، چی چن[5] و همکاران (۲۰۰۷) و تسای و پنگ[6] (۲۰۱۲) با استناد به این‌که، قیمت مسکن الزاماً از درآمد خانوار تاثیر نمی‌پذیرد و عوامل متعددی هستند که قیمت را تعیین می‌کنند، همگرایی این دو متغیر را امری قطعی نمی‌دانند و معتقدند موارد متعددی را می‌توان مشاهده کرد که به اقتضای شرایط بازار، رفتار این دو متغیر از یک رفتار هم‌حرکت و همگرا خارج شده است. لذا، فرض همگرایی درآمد خانوار و قیمت مسکن بدیهی نیست و نیازمند آزمون است. در واقع مخدوش شدن توان‌پذیری مسکن و خارج شدن آن از حدود استاندارد، ناشی از تداوم همین رفتار غیر همگراست و وجود چنین رفتاری، زمینه ساز طرح ادبیات توان‌پذیری قیمت مسکن بوده است.

۲-۲- تاثیر تحولات درآمد نفتی بر توان‌پذیری مسکن

از آن‌جا که مطابق مبانی اقتصاد خرد، در تابع تقاضا درآمد خانوار از عوامل اصلی تاثیرگذار بر قیمت هر کالایی، از جمله کالای مسکن است. بنابراین، چنان‌چه مطابق ادبیات نظری موجود، عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن، به شرح معادله (۱)، تابعی از درآمد خانوار، درآمد نفتی، سیاست پولی و دیگر عوامل در نظر گرفته شود.

---

1. Malpezzi (1999)
2. Capozza (2002)
3. Meen (2002)
4. Joshua Gallin (2006)
5. Chi Chen (2007)
6. Tsai and Peng (2012)

$$PH = \alpha + \beta * Oil\ \text{Re}venues + \delta * \text{Monetary Policy} + \gamma * \text{Household Income} + \ldots \quad (1)$$

با لگاریتم‌گیری از دو طرف معادله و انتقال لگاریتم درآمد خانوار به سمت چپ معادله، همان‌گونه که مشاهده می‌شود، سمت چپ معادله، همان نسبت (شاخص) توان‌پذیری قیمت مسکن است و به تعبیری عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن به شرح معادله (۲) خواهد بود:

$$Log(PH / HouseholdIncome) = f(Log(Oil\ \text{Re}venues), Log(MonetaryPolicy), \ldots) \quad (2)$$

بنابراین، در تبیین مبانی نظری تاثیر درآمد نفتی و دیگر عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن، تبیین مبانی نظری عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن کفایت می‌کند. با این توضیح، در ادامه با توجه به رهیافت این مقاله در طراحی مدل svar، به اختصار مبانی نظری تاثیر درآمد نفتی و سیاست پولی بر قیمت مسکن ارائه می‌شود.

کوردن و نیری[1] (۱۹۸۲) در مطالعه‌ای که به تبیین ادبیات بیماری هلندی و ساز و کار تاثیر درآمدهای نفتی بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت می‌پردازد، رونق بخش نفت را حاوی دو اثر «مخارج» و «حرکتِ عوامل تولید» بر اقتصاد معرفی می‌کنند. طبق «اثر مخارج»، افزایش قیمت نفت، منجر به افزایش درآمدهای ارزی کشورهای صادرکننده نفت و افزایش درآمد سرانه می‌شود؛ که حاصل آن افزایش تقاضا برای هر دو کالای قابل مبادله و غیر قابل مبادله است. تحت این شرایط، دولت‌ها در جهت کنترل افزایش قیمت‌ها، اجازه افزایش واردات را خواهند داد. از آن‌جا که بخشی از مازاد تقاضای کالاهای قابل مبادله از طریق واردات تأمین می‌شود، قیمت کالاهای غیر قابل مبادله نسبت به قیمت کالاهای قابل مبادله افزایش می‌یابد. طبق اثر «حرکت عوامل تولید»، نیز با افزایش قیمت نفت، حرکت عوامل تولید از بخش قابل مبادله و بخش غیر قابل مبادله اقتصاد، به سمت بخش نفت انجام می‌شود. البته از آن‌جا که تحت تاثیر اثر مخارج، قیمت کالاهای غیر قابل مبادله نسبت به کالاهای قابل مبادله، با افزایش بیشتری همراه بوده است، میزان خروج منابع از بخش قابل مبادله در مقایسه با بخش غیر قابل مبادله، بیشتراست. موضوعی که از آن تحت عنوان حرکت ضد صنعتی‌شدن تعبیر می‌شود.

[1]. Corden and Neary (1982)

علاوه بر نقش تاثیرگذار درآمد نفتی بر تحولات قیمت مسکن کشورهای صادرکننده نفت، مطابق مبانی نظری که در ادامه به اختصار ارائه می‌شود، سیاست پولی نیز، از کانال‌های ذیل، بر قیمت دارائی مسکن (و سایر دارائی‌ها) تاثیرگذار است. البورن[1] (۲۰۰۸) در مطالعه خود، تغییر در نرخ بهره را کانالی موثر بر بازار مسکن معرفی می‌کند. در این کانال، افزایش نرخ بهره از طریق افزایش هزینه اخذ تسهیلات، واجد دو کارکرد مستقیم بر بخش مسکن است، به گونه‌ای که نرخ‌های بهره بالاتر، به واسطه افزایش هزینه‌های استقراض (و درآمد قابل تصرف کمتر) واجد اثرات درآمدی نرخ بهره به صورت کاهش سرمایه‌گذاری (و مصرف) خواهد بود. به علاوه، مطابق مطالعه هدلوند[2] و همکاران (۲۰۱۶) قیمت مسکن، به مانند دیگر دارایی‌ها، نسبت به بازدهی دارایی‌های مالی نظیر اوراق قرضه حساس است و چنان‌چه بازدهی اوراق قرضه افزایش یابد، دارندگان دارایی مسکن ترجیح می‌دهند بخشی از سبد دارایی‌های خود را به اوراق قرضه تبدیل کنند. همین امر باعث می‌شود مادامی‌که بازدهی ناشی از نگهداری سایر دارایی‌ها با در نظر گرفتن ریسک‌های متفاوت بیشتر باشد، قیمت مسکن کاهش یابد. مطابق مطالعه بوردو و ویلاک[3] (۲۰۰۴) دیدگاه دیگر در تبیین کانال اثرپذیری قیمت مسکن از سیاست پولی، که از ادبیات اقتصاد کلان تعادل عمومی پویا نشات می‌گیرد، بر این اصل استوار است که شکست سیاست پولی در تثبیت قیمت‌ها، می‌تواند به حباب قیمت دارایی‌ها بیانجامد. در این ارتباط، با توجه به ساز و کار مدل‌های انتظارات عقلایی تعادلی، تصمیم ناصحیح در اعمال سیاست پولی، برای مثال استفاده از قواعد نرخ بهره بی‌توجه به نرخ تورم بلندمدت پایدار، می‌تواند منجر به پیش‌بینی آینده‌نگر و ایجاد حباب قیمت دارایی‌ها شود. در نقطه مقابل، چنان‌چه سیاست‌گذار از یک قاعده روشن که در آن نرخ بهره‌ی هدف متناسب با تورم تثبیت‌شده تعدیل شوداستفاده کند، می‌توان شاهد حاکم شدن شرایطی مناسب در بازار دارائی‌ها بود. بر اساس مطالعه محنت‌فر و دهقانی (۱۳۸۸)، مسیر دیگر تاثیر سیاست پولی بر قیمت مسکن از مجرای نقدینگی است، در این کانال اثرگذاری، واکنش قیمت دارایی‌ها به تغییر در عرضه پول مورد توجه است. اثر نقدینگی بر تولید، هماهنگ با نظریه مقداری پول است. مطابق این نظریه، سطح عمومی قیمت‌ها، با موجودی پول مرتبط است. اگرچه، در نظریه کلاسیک‌ها پول خنثی است و تغییرات در موجودی پول فقط به تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها

[1]. Elbourne (2008)
[2]. Hedlund (2016)
[3]. Bordo and Wheelock (2004)

می‌انجامد. اما، مکتب پولیون در تفسیر خود از نظریه مقداری پول، پول را در کوتاه‌مدت منشاء اثر بر متغیرهای حقیقی و غیر خنثی می‌دانند، لکن در بلندمدت نظریه کلاسیک‌ها، مبنی بر خنثی بودن پول را می‌پذیرند. بنابراین، در کوتاه‌مدت سیاست پولی انبساطی که نقدینگی موجود در بازار را افزایش می‌دهد، در بخش‌هایی با کشش عرضه بالا (بازار کالاهای مصرفی قابل تجارت) واکنش ملایم قیمتی و در بخش‌هایی با کشش قیمتی عرضه پایین (بازار مسکن) واکنش سریع قیمتی ایجاد میکند.

۳- پیشینه مطالعات

۳-۱- پژوهش‌های داخلی

همان‌گونه که در مقدمه نیز اشاره شد، با وجود اهمیت بخش نفت و مسکن در اقتصاد ایران و همچنین حاد بودن وضعیت توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در کشور، با وجود بررسی گسترده، مطالعه‌ای که در آن، به تحولات توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در کشور یا تحلیل رفتار قیمت مسکن در مقایسه با درآمد خانوار پرداخته شده باشد و یا در آن عوامل تاثیرگذار بر توان پذیری قیمت مسکن تحلیل شده باشد، مشاهده نشد. بنابراین در بخش مطالعات داخلی، مطالعه مذکور فاقد پیشینه و از این حیث این مقاله حایز نوآوری است. البته، بر اساس مطالعات رینولدز[۱] (۲۰۱۴)، چارالامبوس[۲] (۲۰۱۴) و چنگ و چن[۳] (۲۰۰۱)[۴]، ادبیات «توان‌پذیری قیمت مسکن» قرابت زیادی با ادبیات «حباب قیمتی مسکن» دارد، به طوری که مطابق ادبیات توان‌پذیری، از نسبت «قیمت

[1]. Reynolds (2014)
[2]. Charalambos (2014)
[3]. Chang and Chen (2001)

[۴]. ادبیات حباب قیمتی مسکن و توان‌پذیری مسکن، کاملا منطبق نیستند و موارد ذیل از وجوه افتراق این دو ادبیات محسوب می‌شود: اولا در مقوله توان‌پذیری، قیمت و اجاره مسکن هر دو دور از دسترس می‌شوند، اما در حباب قیمتی نسبت «اجاره به قیمت مسکن» از نسبت‌های مبتنی بر مبانی بازار فاصله می‌گیرد کلکو (۲۰۱۷). ثانیا در حباب قیمتی، بازار ماهیت خوداصلاحی داشته و با ترکیدن حباب و یا فاصله‌گرفتن قیمت از مبانی بازار، مجددا قیمت به روند بلندمدت خود باز می‌گردد؛ اما در مقوله توان‌پذیری، از آن‌جا که مطابق اصول بازار، با عدم اقبال طرف تقاضا به قیمت‌های جدید، قیمت‌ها به نقطه‌ای باز می‌گردد که غالب بازار را تشکیل می‌دهد، در این بازگشت به روند، در صورتی که تناسب قبلی قیمت مسکن و درآمد خانوارهای کم درآمد برقرار نشود، توان‌پذیری کاهش یافته و در این معادله، گروهی از افراد کم درآمد از مجموعه تقاضای موثر و بازار حذف می‌شوند.

مسکن» به «درآمد خانوار» تحت عنوان شاخص توان‌پذیری یاد می‌شود و دقیقاً از همین نسبت و یا نسبت «قیمت مسکن» به «اجاره مسکن»، برای بررسی وجود حباب قیمتی استفاده می‌شود و به تعبیری عواملی که به شکل‌گیری حباب قیمتی منجر می‌شود، می‌تواند توان‌پذیری قیمت مسکن را نیز دستخوش تغییر کند، بنابراین، نظر به این‌که، با دقت نظر در آن دسته از مطالعات داخلی که به تبیین عوامل تاثیرگذار بر حباب قیمتی مسکن پرداخته‌اند و الهام گرفتن از مطالعاتی که در دیگر کشورها در خصوص تبیین عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری مسکن انجام شده است، می‌توان به ساختار عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن درایران دست یافت. در ادامه به برخی از مطالعات داخلی که به تبیین عوامل تاثیرگذار بر قیمت و یا حباب قیمتی مسکن پرداخته‌اند، اشاره می‌شود.

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با عنوان«تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران»، با استفاده از متغیرهای «نرخ ارز»، «قیمت سکه طلا»، «شاخص کل بورس اوراق بهادار»، «نقدینگی»، «نرخ سود بانکی»، «نرخ تورم» و «درآمدهای نفتی» به کمک مدل الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)، به بررسی حباب قیمتی مسکن در ایران در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۹ می‌پردازند. در این بررسی آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای مذکور بر حباب قیمت مسکن تخمین زده شده است. از آن‌جا که ضریب تعدیل در رابطه پویا، برابر مقدار عددی ۰/۵۸-بوده، این‌گونه استنتاج شده است که آثار تکانه‌های کوتاه‌مدتی که موجب عدم تعادل می‌شوند، پس از دو دوره از بین خواهد رفت و تعادل بلندمدت مجددا پس از دو سال حاصل می‌گردد.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر تعیین سهم حباب قیمت در بازار مسکن»، با استفاده از داده‌های فصلی بازه زمانی۸۶-۱۳۷۱ و روش خودرگرسیون برداری، به بررسی تأثیر تکانه‌های متغیرهای سیاست پولی و سایر متغیرها بر حباب قیمت مسکن می‌پردازند. نتایج تجزیه واریانس حاکی از آن است که در تمامی دوره‌های مورد بررسی، در نتیجه نوسانات حبابی قیمت مسکن، شوک قیمت مسکن از اجرای سیاست‌های پولی انبساطی (افزایش نقدنیگی و کاهش نرخ بهره واقعی)، نقل و انتقالات بازار سرمایه و دارایی‌ها، و تغییرات طرف عرضه مسکن تاثیر پذیرفته است.

زروکی و موتمنی (۱۳۹۶) در مقاله‌ای با عنوان «اثر نامتقارن قیمت نفت بر بازار مسکن در ایران: کاربردی از رهیافت ARDL غیر خطی»، با بررسی روند حرکتی قیمت نفت در اقتصاد ایران و تطابق آن با دوره‌های رونق و رکود بخش مسکن، با استفاده از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی (NARDL) به واکاوی تاثیر قیمت نفت بر قیمت مسکن، در قالبی نامتقارن طی سال‌های ۹۴-۱۳۵۱ پرداخته است. نتایج بررسی نشان می‌دهد دوره‌های رونق نفتی با افزایش قیمت مسکن همراه است اما در دوره‌های رکود نفتی عکس این رابطه برقرار نیست. نتایج وجود رابطه نامتقارن بین قیمت نفت و شاخص قیمت مسکن را تایید کرده است. یافته دیگر این مطالعه اثر مثبت و معنادار شاخص قیمت مصرف‌کننده بر قیمت مسکن، در کوتاه‌مدت و بلندمدت است.

۳-۲- پژوهش‌های خارجی

بررسی‌ها نشان می‌دهد در دیگر کشورها به ویژه در کشورهایی که شاخص‌های توان‌پذیری مسکن تا اندازه‌ای از حدود استاندارد فاصله گرفته است (برای مثال: کانادا، استرالیا و سنگاپور) و یا شاخص مذکور نگران کننده و در محدوده شدیدا دور از دسترس قرار گرفته است (برای نمونه: تایوان)، مطالعاتی در خصوص توان‌پذیری مسکن انجام شده و اقداماتی نیز به منظور ساماندهی بازار مسکن توان‌پذیر در حال انجام است. برای نمونه؛ گالین[1] (۲۰۰۶) با استفاده از سری زمانی ۲۷ ساله داده‌های کشور آمریکا، به بررسی همگرایی قیمت مسکن و درآمد خانوار پرداخته است، در این بررسی همگرایی این دو متغیر تایید نشده است. به جهت بررسی دقیق‌تر موضوع، مجدداً همگرایی مذکور برای ۹۵ منطقه شهری و در یک دوره ۲۳ ساله در قالب مدل پانل بررسی شده، طبق این بررسی نیز، همگرایی متغیرها تایید نشده است. چی چن[2] و همکاران (۲۰۰۷) با استفاده از داده‌های کشور تایوان و آزمون مرسوم همگرایی، به بررسی رابطه میان قیمت مسکن و درآمد خانوار و علل تضعیف این رابطه پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد رابطه بلندمدتی میان قیمت مسکن و درآمد خانوار حاکم نیست، اما با توجه به آزمون شکست استوکاستیک[3] که بر اساس آن، در دوره مورد بررسی، به شوک‌های موقت اجازه عمل داده می‌شود، وجود ارتباط میان

[1]. Gallin (2006)
[2]. Chi Chen (2007)
[3]. Stochastic Break (Stop Break) Test

این دو تایید شده است. ژانگ[1] (۲۰۱۵) با اشاره به وجود تفاوت عمیق قیمت مسکن میان شهرهای چین که بعضا تا ۱۲ برابر هم می‌رسد، با استفاده از ریشه واحد پانل، همگرایی پانل و آزمون علیت گرنجری پانل، به بررسی رابطه بین قیمت مسکن و درآمد قابل تصرف خانوار و علل تفاوت قیمت مسکن در ۳۵ شهر چین پرداخته و با استفاده از مدل FMOLS، پایداری توان‌پذیری مسکن را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد رابطه‌ای بلندمدت میان قیمت مسکن و درآمد خانوار در ۳۵ شهر مورد بررسی وجود دارد و توان‌پذیری مسکن از پایداری[2] برخوردار است؛ اما این پایداری بسیار شکننده و ضعیف است. در خصوص مطالعات تجربی در ارتباط با تبیین عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن نیز می‌توان به مطالعه وورثینگتن و هیگز[3] (۲۰۱۳) با عنوان «بررسی عوامل کلان تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن در کشور استرالیا» اشاره کرد که در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۵ و با استفاده از رهیافت ARDL، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت برخی از شاخص‌های کلان بر توان‌پذیری تحلیل شده است. متغیرهای مستقل شامل مالیات بر عایدی سرمایه، عملکرد بازار سرمایه، عملکرد بخش خصوصی در عرضه مسکن، رشد تولید ناخالص ملی، رشد جمعیت و دسترسی به تسهیلات ارزان قیمت خرید و تولید مسکن در نظر گرفته شده‌اند. متغیر وابسته یک بار «شاخص توان‌پذیری مسکن» منتشر شده در آمارهای رسمی و بار دیگر «شاخص نسبت درآمد به قیمت» در نظر گرفته شده است. نتایج مدل موید آن است که مشکل توان‌پذیری مسکن در این کشور، صرفا ناشی از یک عدم تعادل کوتاه‌مدت است.

در ارتباط با بررسی تاثیر افزایش قیمت نفت بر توان‌پذیری مسکن نیز می‌توان به مطالعه سکا و المطیری[4] (۲۰۱۶) اشاره کرد که در آن به بررسی عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری مسکن در کشور کویت پرداخته‌اند. در این مطالعه که به صورت پانل برای ۶ استان کویت صورت گرفته است، توان‌پذیری مسکن تابعی از مخارج دولت، قیمت نفت، نرخ بهره و تورم در نظر گرفته شده است. این بررسی نشان می‌دهد متغیرها همگرا هستند و از مدل VECM برای بررسی روابط بلندمدت و سرعت همگرایی استفاده شده است. تجزیه واریانس نشان می‌دهد در طی ده فصل، ۹۴/۳ درصد از پیش‌بینی واریانس خطا در قیمت مسکن توسط خود قیمت مسکن توضیح داده می‌شود و تنها ۲/۳،

---

1. Zhang (2015)
2. Stability
3. Worthington and Higgs (2013)
4. Sakka and Almutairi (2016)

۵/۶، ۱/۵ و ۰/۸ درصد از واریانس مذکور به ترتیب توسط نرخ بهره، نرخ تورم، مخارج دولت و قیمت نفت توضیح داده می‌شود. در نهایت، با توجه به نتایج مدل و ساختار بازار مسکن در این کشور، سیاست‌گذاری مناسب در حوزه عرضه زمین و همچنین توجه ویژه به جانب عرضه مسکن، به عنوان عوامل کلیدی بهبود شاخص‌های توان‌پذیری مسکن در این کشور معرفی می‌شود.

کیلینز[1] و همکاران (۲۰۱۷) در مقاله‌ای با عنوان «اثر شوک‌های نفتی بر بازار مسکن: شواهدی از کانادا و آمریکا»، با اشاره به نوسانات اخیر در بازارهای انرژی نفت و با توجه به الزامات ارزیابی تاثیر تغییرات قیمت نفت بر محیط اقتصاد کلان، رکود بزرگ سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۷ را دلیلی متقن بر ضرورت نظارت دقیق‌تر بازار مسکن جهانی اعلام می‌کنند. در این مطالعه با استفاده از مدل SVAR، میزان اثرپذیری بازار مسکن از شوک قیمت نفت مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد واکنش بازار مسکن به میزان قابل ملاحظه‌ای به دو عامل بستگی دارد. اول، این‌که بررسی شود تغییر قیمت نفت ناشی از شوک‌های طرف تقاضاست یا طرف عرضه. دوم، تراز تجاری نفت، به نفع واردات است یا صادرات. در این مقاله کانال‌های مختلف اقتصاد کلان که از طریق آن شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن تاثیر می‌گذارند نیز تبیین شده است.

۴- روش تحقیق

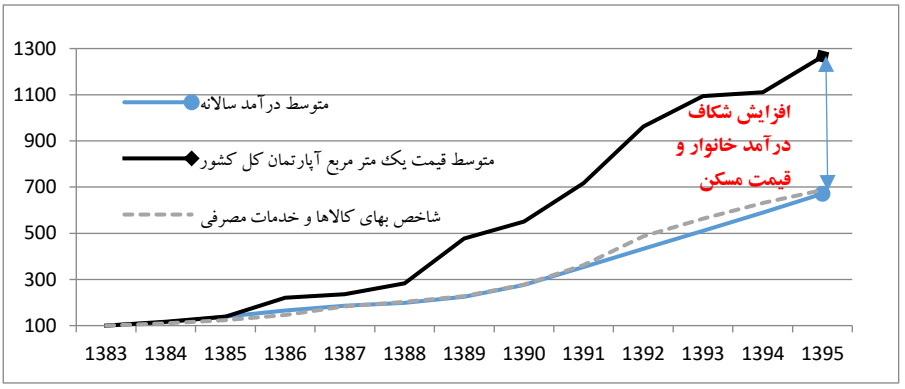
روش تحقیق حاضر، از لحاظ هدف، کاربردی و از نظر ماهیت، از نوع تحلیلی است که اثبات فرضیه‌های آن با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی صورت می‌گیرد. با این توضیح، در ادامه، پس از ارائه تحلیل آماری از روند تحولات قیمت مسکن و درآمد خانوار شهری و تبیین وضعیت توان پذیری قیمت مسکن طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۷۰، فرضیه های تحقیق مورد آزمون قرار می‌گیرد. بنابراین، ابتدا در قالب بررسی وضعیت همگرایی قیمت مسکن و درآمد خانوار شهری، به کمک روش جوهانسن، فرضیه اول مورد آزمون قرار می‌گیرد. سپس، به منظورآزمون فرضیه دوم، به کمک مدل SVAR، اثر شوک درآمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن در بازه زمانی (۹۵-۱۳۷۰) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

[1]. Killins (2017)

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها و معرفی نتایج

۵-۱- تحلیل آماری تحولات شاخص توان‌پذیری مسکن شهری در کشور و بررسی همگرایی قیمت مسکن و درآمد

بررسی‌های آماری نشان می‌دهد از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۵، قیمت مسکن به طور متوسط سالانه ۲۳/۶ درصد و درآمد خانوار شهری و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، به ترتیب سالانه ۱۷/۴ و ۱۷/۲ درصد رشد داشته‌اند و به تعبیری تحولات قیمت مسکن، به ضرر خانوارهای فاقد مسکن رخ داده است. به این ترتیب، در حالی که شاخص دسترسی به مسکن در مناطق شهری ایران، در سال‌های ۸۰-۱۳۷۷ معادل ۴ سال بوده است، در سال ۱۳۹۵، این شاخص به رقم ۱۰/۴ سال رسیده است، نمودار (۱) به وضوح افزایش شکاف بین درآمد خانوار و قیمت مسکن را به نمایش می‌گذارد.



مأخذ: پایگاه‌های اینترنتی بانک مرکزی ج.ا.ایران، مرکز آمار ایران و وزارت راه و شهرسازی

نمودار ۱: روند تحولات شاخص CPI، قیمت یک متر مربع آپارتمان و متوسط درآمد خانوار (۱۰۰=۱۳۸۳)

جدول ۱: نسبت توان‌پذیری مسکن در مناطق شهری

سال	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	۱۳۷۳	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸
نسبت توان‌پذیری	۷/۹	۶/۱	۵/۱	۴/۷	۴/۹	۵/۳	۴/۹	۴/۵	۴/۲
سال	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷
نسبت توان‌پذیری	۳/۹	۴/۳	۵/۰	۵/۸	۵/۵	۵/۷	۵/۵	۷/۳	۶/۹
سال	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	
نسبت توان‌پذیری	۷/۸	۱۱/۷	۱۱/۰	۱۲/۱	۱۲/۲	۱۱/۸	۱۰/۳	۱۰/۴	

ماخذ: پایگاه اینترنتی وزارت راه و شهرسازی، زمان دسترسی خرداد ماه ۱۳۹۷

مطابق جدول ۱، هر چند نسبت توان‌پذیری مسکن از سال ۱۳۸۱، در محدوده شدیدا دور از دسترس قرار گرفته است اما با توجه به ماهیت چرخه‌ای بخش مسکن و این‌که چرخه‌های تجاری جزو ماهیت هر بازاری است، هرگونه افزایش نسبت توان‌پذیری قیمت مسکن و یا احیانا خروج شاخص از استانداردهای تعیین شده، الزاما به مفهوم بحرانی تشدیدشونده نیست و چه بسا این نسبت بواسطه رفتارهای سیکلی از حد استاندارد خارج شده و ممکن است تحت همین رفتار نیز به محدوده استاندارد باز گردد. برای نمونه، بواسطه همین رفتار چرخه‌ای مسکن، نسبت مذکور از ۷/۹ در سال ۱۳۷۰ به ۳/۹ در سال ۱۳۷۹ رسیده است. بنابراین، آن‌چه نگران‌کننده است آن‌که؛ با در نظر گرفتن رفتارهای سیکلی بخش مسکن و به واسطه رشد سریع‌تر قیمت مسکن از درآمد خانوار، نسبت توان‌پذیری به گونه‌ای با افزایش همراه شود، که روند همگرایی «قیمت مسکن» و «درآمد خانوار» دچار اختلال شده و همگرایی دو متغیر تائید نشود. در ادامه، به کمک مدل‌های اقتصاد سنجی، وضعیت همگرایی قیمت مسکن و درآمد خانوار شهری بررسی می‌شود.

۵-۱-۱- بررسی همگرایی درآمد خانوار شهری و قیمت مسکن

به منظور بررسی همگرایی دو متغیر درآمد خانوار شهری و قیمت مسکن شهری، بازه زمانی سال ۱۳۷۱ لغایت ۱۳۹۵ و با تواتر فصلی مبنا قرار گرفته است. از آن‌جا که سری زمانی متوسط قیمت یک متر مربع آپارتمان در کل مناطق شهری کشور وجود ندارد، با توجه به وجود آمار مذکور در خصوص قیمت زمین و با عنایت به هم حرکتی قیمت زمین و مسکن و سهم بالای قیمت زمین در بهای تمام شده مسکن، بهترین متغیر جایگزین، آمار قیمت یک متر مربع زمین ساختمان‌های تکمیل شده در مناطق شهری کشور است که توسط اداره آمار بانک مرکزی به صورت فصلی منتشر می‌شود. ابتدا لازم است متغیرها از نظر وجود ریشه واحد بررسی شوند. با توجه به فصلی بودن سری‌های زمانی، وجود و یا عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی از طریق آزمون هگی بررسی می‌شود.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

نتیجه آزمون	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		متغیر
	عرض از مبدا	عرض از مبدا و روند	
نامانا	ADF(0)=-0/256	ADF(0)=-2/59	**Log(Rhpr)**
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	**سطح اطمینان ۹۵٪**
مانا	ADF(0)=-11/8	ADF(0)=-11/9	**Dlog(hpr)**
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	**سطح اطمینان ۹۵٪**
نامانا	ADF(0)=-0/4	ADF(0)=-3/24	**Log(Rinc)**
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	**سطح اطمینان ۹۵٪**
مانا	ADF(0)=-5/09	ADF(0)=-5/04	**Dlog(Rinc)**
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	**سطح اطمینان ۹۵٪**

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد فصلی هگی (HEGY)

نام متغیر	فرضیه صفر	آماره آزمون	سطح احتمال
Log(RINC)	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۲/۹۸	۰/۱۳
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۴/۵۹	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۶۹/۷	۰/۰۰۰
Log(RHPR)	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۲/۷۸	۰/۱۹۲
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۵/۲۹	۰/۰۰۵۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۵۶/۲	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲ بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، نتایج آزمون پایایی را برای قیمت واقعی مسکن شهری و درآمد واقعی خانوار و جدول ۳ نیز نتایج آزمون هگی را نشان می‌دهد. همان‌گونه که از جداول مذکور مشاهده می‌شود بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته هر دو متغیر پایا در تفاضل مرتبه اول یا به عبارتی I(1) هستند. نتایج آزمون هگی نیز از وجود ریشه واحد در فرکانس صفر یا وجود ریشه واحد غیر فصلی برای هر دو متغیر حکایت دارد.

آزمون همگرایی جوهانسن این امکان را می‌دهد تا انواع قیدها را بر بردارهای همگرایی بلندمدت اعمال و پارامترهای سرعت تعدیل را آزمون کرد. تحلیل‌های هم‌انباشتگی به روش جوهانسن مستلزم تعیین طول وقفه بهینه (p) در الگوی VAR می‌باشد. به این منظور از معیار اطلاعات آکائیک (AIC)، معیار بیزین شوارز (SC)، هنان کوئین (HR)، خطای پیش‌بینی نهایی (FPE) و آزمون نسبت درستنمایی تعدیل شده LR استفاده می‌شود. آماره‌های مذکور برای طول وقفه‌های

P=1,…,8 در جدول ذیل ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود معیارهای هنان کوئین، شوارتز، خطای پیش‌بینی نهایی، و اطلاعات آکائیک طول وقفه را P=2 تعیین می‌کنند.

جدول۴: آماره های آزمون و معیارهای انتخاب در درجه دستگاه VECM

معیار / وقفهp	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	---	۰/۰۷۸	۳/۱۲	۳/۱۸	۳/۱۴
۱	۴۵۵/۱۲	۰/۰۰۰۴	-۲/۱۳۸	-۱/۹۶	-۲/۰۶
۲	۱۸/۷۹	۰/۰۰۰۳۵*	-۲/۲۷۳*	-۱/۹۹۲*	-۲/۱۶*
۳	۰/۸۳۷	۰/۰۰۰۳۹	-۲/۱۹	-۱/۷۹	-۲/۰۳

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون همگرایی جوهانسن در جدول ۵ گزارش شده است. همان‌گونه که از جدول نتایج آزمون همگرایی جوهانسن مشاهده می‌شود، فرضیه مخالف، مبنی بر وجود همگرایی میان قیمت مسکن و درآمد خانوار تائید نمی‌شوند. ضمناً با اشاره به مطالعه گالین (۲۰۰۶) و مین (۲۰۰۲) با توجه به عدم تأیید همگرایی میان دو متغیر، هر چند امکان استخراج مدل تصحیح خطا (ECM) در خصوص این دو متغیر وجود دارد، لکن با توجه به فاقد اعتبار بودن این مدل ارائه و گزارش نمی‌شود. با توجه به نتایج بررسی، همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، دو متغیر از فرآیندی همگرا برخوردار نیستند. بنابراین، در شرایطی که از سال ۱۳۸۱، شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن در محدوده شدیدا دور از دسترس قرار دارد و شکاف میان درآمد خانوار و قیمت مسکن در حال افزایش است، انتظار می‌رود متغیرهای کلانی که طبق تئوری می‌توانند بر تشدید این شکاف و کاهش توان‌پذیری تاثیرگذار باشند (از جمله درآمد نفتی)، در کانون توجه و رصد سیاست‌گذاران کلان اقتصادی قرار گیرند. با این رویکرد، در ادامه، تاثیر شوک درآمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن مورد بررسی قرار می‌گیرد.

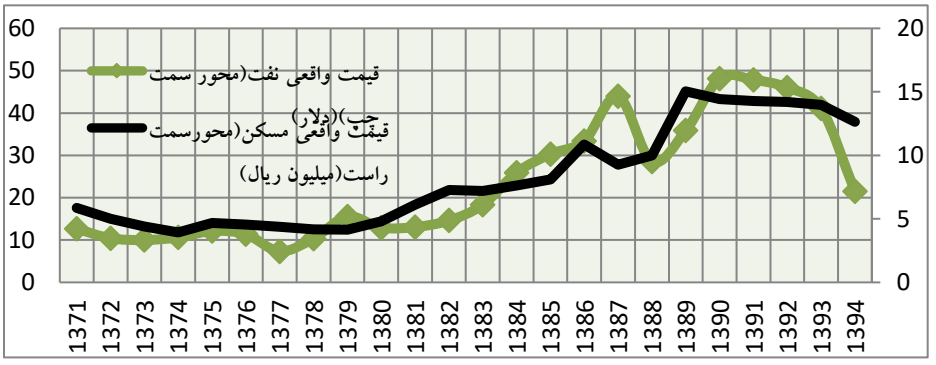
جدول ۵: نتایج آزمون همگرایی جوهانسن

آزمون تریس		فرضیه مخالف	آزمون ماکزیمم مقدار ویژه		فرضیه مخالف	فرضیه صفر
مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره آزمون		مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره آزمون		
۱۵/۴۹	۱۲/۹۹۲	$r \geq 1$	۱۴/۲۶	۱۲/۴۲	$r = 1$	$r = 0$
۳/۸۴	۰/۵۷۲	$r \geq 2$	۳/۸۴	۰/۵۷۲	$r = 2$	$r \leq 1$

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۲-۵- بررسی تاثیر شوک درآمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن در ایران

همان‌گونه که از نمودار ۲ مشخص است، در یک بررسی کلی، ارتباط مثبت اما با وقفه میان تحولات درآمد نفتی و قیمت مسکن در ایران مشهود است، اما این‌که در مسیر افزایش قیمت نفت که پیامد آن افزایش قیمت مسکن و درآمد خانوار است، تا چه میزان توان‌پذیری قیمت مسکن تحت تاثیر قرار می‌گیرد؛ موضوعی است که در این بخش به کمک روش SVAR به آن پرداخته می‌شود.



ماخذ: محاسبات پژوهش با استفاده از آمار پایگاه‌های اینترنتی وزارت راه و شهرسازی و بانک مرکزی

نمودار ۲: روند تحولات قیمت واقعی نفت و مسکن در ایران

به منظور انتخاب متغیرها در طراحی مدل اقتصادسنجی، با الهام از نتایج مطالعات چارالامبوس (۲۰۱۴) و چنگ و چن (۲۰۰۱) در تبیین شباهت‌های ادبیات توان‌پذیری قیمت مسکن و حباب‌های قیمتی مسکن و همچنین مطالعات کمیجانی و همکاران (۱۳۹۲) و وورثینگتن و هیگز (۲۰۱۳) متغیرهای درآمد نفتی واقعی، نرخ سود تسهیلات واقعی، حجم نقدینگی واقعی و عملکرد بازار دارائی‌ها به عنوان عوامل موثر بر توان‌پذیری قیمت مسکن در ایران مبنای بررسی قرار می‌گیرد. بر این اساس، در ادامه با استفاده از تکنیک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) اثر شوک متغیرهای مذکور بر توان‌پذیری قیمت مسکن در ایران، مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

۱-۲-۵- تصریح مدل

معرفی متغیرهای مستقل مدل و سازوکار اثرگذاری آن‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن:

نقدینگی: نقدینگی با انگیزه‌های متفاوتی وارد بازار مسکن می‌شود. بخشی با هدف کسب عایدی سرمایه در بلندمدت، بخشی به منظور انتفاع از منافع کوتاه‌مدت و با هدف سفته‌بازی و بخش دیگر به منظور تامین نیاز مصرفی است (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸: ۶۸).

نرخ بهره واقعی: کاهش نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی انبساطی می‌تواند نیروی مهمی در رونق افراطی قیمت دارائی مسکن باشد. بر عکس، سیاست پولی انقباضی در واکنش به فعالیت سفته‌بازی افراطی می‌تواند قیمت مسکن را کاهش دهد و منجر به فروپاشی حباب قیمتی مسکن شود (قلی‌زاده، ۱۳۹۰: ۱۶۶). افزایش نرخ بهره ضمن افزایش هزینه اخذ تسهیلات مسکن منجر به کاهش تقاضا شده و به این ترتیب قیمت مسکن کاهش می‌یابد. البته افزایش هزینه وام متوجه سازندگان مسکن نیز می‌باشد. اما از آن‌جا که فرآیند ساخت مسکن فرآیندی زمان‌بر است افزایش هزینه تامین مالی ساخت مسکن به سرعت در طرف عرضه و کاهش عرضه مسکن نوساز ظاهر نمی‌شود. لذا اثر آنی نرخ بهره بر بازار مسکن، اثر بر طرف تقاضای مسکن است (قلیزاده، ۱۳۹۶: ۶۷).

اثر شوک مثبت نفتی بر قیمت مسکن مطابق تئوری بیماری هلندی مثبت است (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸: ۷۱).

عملکرد بازار دارائی‌های رقیب: افزایش بازدهی و یا کاهش ریسک هر دارایی موجب افزایش سهم آن دارایی در سبد دارایی‌ها خواهد شد. بنابراین انتظار می‌رود بازدهی کمتر بازار دارئی‌های رقیب به تمرکز بر بازار مسکن و افزایش قیمت مسکن بیانجامد (قلی‌زاده، ۱۳۹۶: ۴۹).

اثر شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن بر خود متغیر: فعالیت‌های سوداگرانه تابع قانون بازده نزولی سود نیستند، از آن‌جا که در ایران ابزارهای مالیاتی به منظور مهار سفته‌بازی در بخش مسکن وجود ندارد، تا زمانی که اضافه عرضه در بخش و یا رفتار بازار دیگر دارائی‌ها، انتظارات را نسبت به سودآوری در این بخش تغییر ندهد، انتظارات سود در بخش مسکن باقی می‌ماند. بنابراین به محض بروز شوک قیمتی مسکن، به واسطه امکان ورود بدون مانع تقاضای سفته‌بازی به بازار معاملات، قیمت مسکن در مقطع قبل، قادر است به عنوان عامل کلیدی و تعیین‌کننده قیمت مسکن در مقاطع بعدی ایفای نقش نماید (قلی‌زاده، ۱۳۹۰: ۱۵۷) و (قلی‌زاده، ۱۳۹۶: ۴۹).

پس از تبیین متغیرهای مستقل مدل و مبانی اثرگذاری آن‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن، قبل از ورود به تصریح مدل و برآورد الگو، لازم است متغیرها از حیث وجود یا عدم وجود ریشه واحد

مورد بررسی قرار گیرد. همان‌گونه که از جداول ۶ و ۷ مشاهده می‌شود، بر اساس آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته به جز دو متغیر نرخ بهره واقعی (RIR) و لگاریتم درآمد واقعی نفت (Log(Oil)) که در سطح مانا هستند، دیگر متغیرها پایا در تفاضل مرتبه اول یا به عبارتی I(1) هستند. نتایج آزمون هگی نیز از وجود ریشه واحد در فرکانس صفر یا وجود ریشه واحد غیر فصلی برای متغیرهای مورد بررسی حکایت دارد.

جدول ۶: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

نتیجه آزمون	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		متغیر
	عرض از مبدا	عرض از مبدا و روند	
نامانا	ADF(0)= -1/12	ADF(0)= -3/29	Log(PIR)
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	سطح اطمینان ۹۵٪
مانا	ADF(0)=-9/21	ADF(1)= -9/16	Dlog(PIR)
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	سطح اطمینان ۹۵٪
نامانا	ADF(0)=0/38	ADF(0)= -2/5	Log(RM2)
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	سطح اطمینان ۹۵٪
مانا	ADF(0)=-4/1	ADF(0)=-4/2	Dlog(RM2)
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	سطح اطمینان ۹۵٪
نامانا	ADF(0)= -2/9	ADF(0)= -2/14	Log(RAssetMkt)
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	سطح اطمینان ۹۵٪
مانا	ADF(0)=-5/5	ADF(0)=-5/7	Dlog(RAssetMkt)
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	سطح اطمینان ۹۵٪
مانا	ADF(0)=-9/09	ADF(0)= -9/15	Log(Roil)
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	سطح اطمینان ۹۵٪
مانا	ADF(0)=-2/78	ADF(0)=-3/93	RIR
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	سطح اطمینان ۹۵٪

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۷: نتایج آزمون ریشه واحد فصلی هگی (HEGY)

نام متغیر	فرضیه صفر	آماره آزمون	سطح احتمال
Log(PIR)	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۳/۳	۰/۰۶
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	-۵/۹	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۴۳/۰	۰/۰۰۰
Log(RM2)	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۰/۷۵	۰/۸۷
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	۴/۳	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۵۸/۵	۰/۰۰۰
Log(RAssetMkt)	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۱/۹	۰/۶۳
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	-۸/۱	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۵۷/۳	۰/۰۰۰
Log(ROil)	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۴/۰۱	۰/۰۰۱۹
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	-۴/۹۵	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۱۷/۹۱	۰/۰۰۰
RIR	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۴/۱۷	۰/۰۱۹۵
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه	-۴/۹۵۸	۰/۰۰۵۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۱۷/۹۲	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در واقع فرم تعدیل یافته VAR به صورت رابطه ۳ نوشته می‌شود:

$$X_t = C + D(L) + U_t \qquad (۳)$$

که در آن $X_t = (LROil.LPIR.LRM_2, RIR, LRTE, RGOP.LREXR$ لگاریتم LRoil درآمد واقعی نفتی، LPIR لگاریتم توان‌پذیری قیمت مسکن، LRM2 لگاریتم نقدینگی واقعی، RIRنرخ بهره واقعی، LRTE لگاریتم عملکرد واقعی بازار سرمایه،LRGOP لگاریتم قیمت واقعی سکه و LREXR نرخ واقعی دلار است. C بردار مقادیر ثابت، D(L) ماتریس ضرایب چندجمله‌ای وقفه خودتوضیح و بردار u_t که به صورت رابطه ۴ است اجزاء اخلال فرم تعدیل‌یافته می‌باشد:

$$U_t = (U_t^{LRM2}.U_t^{RIR}.U_t^{LRGOP}.U_t^{LPIR}.U_t^{LROIl}.U_t^{LREXR}.U_t^{LRTE}) \qquad (۴)$$

اما به منظور رعایت اصل قلت، با استفاده از روش «تحلیل مولفه‌های اصلی»[1]، به جای تک تک دارائی‌ها، از متغیر اجزای اصلی به عنوان نماد عملکرد بازار دارائی‌ها استفاده می‌شود. لذا مدل نهایی خودرگرسیون برداری ساختاری به صورت رابطه ۵ خواهد بود.

$$U_t = (U_t^{LROIl}.U_t^{RIR}.U_t^{LRM2}.U_t^{LRASSETMKT}.U_t^{LPIR}) \qquad (۵)$$

بنابراین در ادامه، تاثیر شوک‌های "نقدینگی" و "نرخ بهره واقعی" به عنوان نمادهای سیاست پولی، شوک توان‌پذیری قیمت مسکن، درآمد واقعی نفت و قیمت بازار دارائی‌ها بر میزان توان‌پذیری قیمت مسکن برآورد می‌شود.

۲-۲-۵- اعمال قیود و شناسایی مدل

چنان‌چه ماتریس ضرائب در مدل مورد نظر به صورت رابطه ۶ در نظر گرفته شود:

$$\begin{matrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} & U_t^{LROil} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} & b_{25} & U_t^{RIR} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} & b_{35} & *U_t^{LRM2} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & b_{45} & U_t^{LRAssetMKT} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & U_t^{LPIR} \end{matrix} = \begin{matrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} & \varepsilon_t^{LROil} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} & \varepsilon_t^{RIR} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} & * \varepsilon_t^{LRM2} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} & \varepsilon_t^{LRAssetMKT} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & \varepsilon_t^{LPIR} \end{matrix} \qquad (۶)$$

برای شناسایی شوک‌های ساختاری غیر قابل مشاهده لازم است برخی قیود شناسایی بر الگوی VAR تقلیل‌یافته غیر مقید تحمیل شود. در الگوی VAR پنج متغیره این مقاله، ماتریس مربوطه دارای ۲۵ عنصر می‌باشد که برای دقیقا مشخص شدن آن می‌بایست به تعداد ۱۰ قید $(\frac{n^2-n}{2})$ به الگو تحمیل شود. بنابراین، با توجه به نتایج حاصل از بررسی علیت گرنجری متغیرهای مورد استفاده در مدل و همچنین تئوری‌های اقتصادی ناظر بر رفتار سیاست پولی، عملکرد بازار نفت و بازار دارائی‌ها در اقتصاد باز کوچک، قیود اعمال شده در ماتریس ضرائب به شرح ذیل خواهد بود.

[1]. Principal Component Analysis

قیود حاکم بر سطر اول ماتریس ضرائب، ناشی از فرض اقتصاد کوچک باز و به این معنی است که عملکرد اقتصاد ایران تاثیر آنی بر متغیر خارجی (درآمد واقعی نفت ایران) نـدارد، بنـابراین خطـای فرم تعدیل‌یافته صرفا تابعی از شوک‌های مربوط به درآمد نفتی است.

$$\varepsilon_t^{lROil} = b_{21} U_t^{lROil} \quad (۷)$$

فروض سـطر دوم: نـرخ بهـره بـه شـوک‌های سـاختاری خـود متغیـر و همچنـین درآمـدهای نفتـی عکس‌العمل نشان می‌دهد. در ارتباط با تاثیرگـذاری درآمـد نفتـی بـر رویکـرد بانـک مرکـزی بـر تحولات نرخ بهره حقیقی به مطالعات ملا بهرامـی (۱۳۹۲) و افشـاری و همکـاران (۱۳۹۳) مراجعـه شود:

$$\varepsilon_t^{RIR} = b_{21} * \mathrm{U}_t^{lROIl} + b_{22} * \mathrm{U}_t^{RIR} \quad (۸)$$

سطر سوم: بر اساس نظریه کینز، حجم نقدینگی در کوتاه‌مدت به شوک‌های نرخ بهـره و تغییـرات حجم نقدینگی عکس‌العمل نشان می‌دهد، به علاوه با توجه به نتایج مطالعات ملا بهرامی (۱۳۹۲) و افشاری و همکاران (۱۳۹۳) سیاست پولی از تحولات درآمد نفتی تاثیر می‌پذیرد.

$$\varepsilon_t^{lRM2} = b_{31} * \mathrm{U}_t^{lROIl} + b_{32} * \mathrm{U}_t^{RIR} + b_{33} * \mathrm{U}_t^{lRM2} \quad (۹)$$

سطر چهارم: بازار دارائی‌ها از نرخ بهره، حجم پول، تحولات قیمـت نفـت و رفتـار بـازار دارائی‌هـا تاثیر می‌پذیرد.

$$\varepsilon_t^{lRASSETMKT} = b_{41} * \mathrm{U}_t^{lROIl} + b_{42} * \mathrm{U}_t^{RIR} + b_{43} * \mathrm{U}_t^{lRM2} + b_{44} * \mathrm{U}_t^{lRASSETMKT} \quad (۱۰)$$

سطر پنجم: توان‌پذیری مسکن از شوک‌های مربوط به قیمت دارائی‌های رقیب، شـوک نقـدینگی، نرخ بهره واقعی و قیمت نفت تاثیر می‌پذیرد.

$$\varepsilon_t^{lPIR} = b_{51} * \mathrm{U}_t^{lROIl} + b_{52} * \mathrm{U}_t^{RIR} + b_{53} * \mathrm{U}_t^{lRM2} + b_{54} * \mathrm{U}_t^{lRASSETMKT} + b_{55} * \mathrm{U}_t^{lPIR} \quad (۱۱)$$

با اعمال قیود مذکور بر سطرهای ماتریس ضرایب و لحاظ این نکته که عناصر قطری ماتریس A، یک است و کوواریانس شوک‌های ساختاری نیز صفر می‌باشد. معادله نهایی به صورت رابطه ۱۲ است:

$$\begin{matrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} \end{matrix} * \begin{matrix} U_t^{LROil} \\ U_t^{RIR} \\ U_t^{LM2} \\ U_t^{LRAssetMKT} \\ U_t^{LPIR} \end{matrix} = \begin{matrix} \varepsilon_t^{LROil} \\ \varepsilon_t^{RIR} \\ \varepsilon_t^{LRM2} \\ \varepsilon_t^{LRAssetMKT} \\ \varepsilon_t^{LPIR} \end{matrix} \qquad (۱۲)$$

۳-۲-۵- برآورد مدل SVAR و تحلیل نتایج

در تخمین الگوهای خودتوضیح برداری، بیان روابط بین متغیرها و نحوه اثرگذاری آن‌ها بر یکدیگر حایز اهمیت است، لکن آزمون معنی‌داری پارامترها از اهمیت کمتری برخودار است. آن‌چه که باید مورد توجه ویژه قرار گیرد، تحقق شرط پایایی الگو است؛ لذا شرط لازم و کافی برای آن‌که یک الگوی خودتوضیح برداری باثبات باشد، آن است که ریشه‌های مشخصه ضرایب متغیرها خارج از دایره واحد باشد؛ به علاوه شرط لازم برای آن‌که بتوان از روش تخمین معادلات مدل VAR بهره جست، عدم همبستگی جملات اخلال است. از آن‌جا که در رویکرد کاه–بلانچارد[1]، باید تمامی متغیرها به صورت مانا استفاده شوند و برخی متغیرها نامانا از مرتبه اول هستند، متغیرهای مذکور به صورت تفاضل مرتبه اول در الگو لحاظ می‌شوند. بررسی نشان می‌دهد ریشه‌های مشخصه ضرایب متغیرها خارج از دایره واحد هستند. با توجه به فصلی بودن داده‌ها حداکثر وقفه ۸ در نظر گرفته شده که وقفه بهینه بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز برابر ۱ است؛ به واسطه وجود خودهمبستگی اجزای اخلال در این وقفه و وقفه ۲، نهایتا وقفه بهینه بعدی، که وقفه ۴ می‌باشد، انتخاب شد. در این وقفه، اجزای اخلال مدل فاقد خودهمبستگی است[2].

[1]. Quah and Blanchard

[2]. به جهت رعایت اختصار، جدول تعیین وقفه بهینه گزارش نشده است.

در این بخش به برآورد دستگاه خودتوضیح برداری ساختاری مبتنی بر روش‌های تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVDs) و توابع عکس‌العمل آنی (IRFs) پرداخته می‌شود. تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در الگو با استفاده از روش تجزیه واریانس و توابع عکس‌العمل آنی انجام می‌شود. توابع عکس‌العمل آنی رفتار متغیرهای الگو را به هنگام ضربه (تکانه) به اندازه یک انحراف معیار بر هر یک از متغیرها در طول زمان نشان می‌دهد.

۴-۲-۵- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVDs) در آزمون توان‌پذیری قیمت مسکن

در تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی می‌توان بررسی کرد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد توسط متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. ستون اول بیانگر خطای پیش‌بینی (انحراف معیار) در دوره‌های مختلف است. از آن‌جا که این خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود، لذا به مرور زمان افزایش می‌یابد. ستون‌های بعد میزان درصد واریانس ناشی از تکانه را مشخص می‌کند که از شوک اول تا پنجم به ترتیب عبارتند از شوک: تغییر درآمد نفتی واقعی، نرخ بهره واقعی، تغییرات نقدینگی واقعی، تغییرات قیمت واقعی دارایی‌های رقیب و تغییرات توان‌پذیری قیمت مسکن. مطابق جدول ۸ عمده نوسانات توان‌پذیری قیمت مسکن توسط تکانه مربوط به خود متغیر توضیح داده می‌شود و بقیه تکانه‌های ساختاری به ترتیب توسط شوک قیمتی دارائی‌های رقیب، تغییرات نقدینگی و تغییرات درآمد نفتی واقعی توضیح داده می‌شود. در دوره اول تغییر توان‌پذیری قیمت مسکن ۹۴ درصد تغییرات را خود متغیر توضیح می‌دهد، لکن اثر مذکور با گذر زمان و از وقفه ۹ به بعد به ۸۵/۰ درصد کاهش می‌یابد. با توجه به فقدان ابزارهای مالیاتی محدودکننده سفته‌بازی در بازار مسکن ایران، از جمله مالیات بر نقل و انتقال مکرر زمین و مسکن، مالیات بر عایدی سرمایه و همچنین مالیات بر خانه‌های خالی، سهم قابل ملاحظه توضیح رفتار شاخص توان‌پذیری مسکن توسط خود متغیر دور از انتظار نیست. کما این‌که بعد از این متغیر، سهم رفتار بازار دارائی‌های رقیب در شوک توان‌پذیری قیمت مسکن، در رتبه دوم تاثیرگذاری بر توان‌پذیری قیمت مسکن قرار دارد. به بیان دیگر شرایط سفته‌بازی در بازارهای رقیب تا حدودی از بار شوک توان‌پذیری می‌کاهد. نرخ بهره واقعی نیز در کوتاه‌مدت و

بلندمدت به ترتیب ۰/۰۵ و ۲/۴ درصد و حجم واقعی نقدینگی (عرضه پول) نیز سهم‌های ۰/۳۸ و ۱/۴ درصدی از نوسانات در توان‌پذیری قیمت مسکن را در کوتاه‌مدت و بلندمدت توضیح می‌دهد. تغییر درآمد واقعی نفت نیز ۰/۹ درصد از تغییر در توان‌پذیری قیمت مسکن را در وقفه دوم و حدود ۶/۷ درصد از نوسانات در توان‌پذیری قیمت مسکن را در بلندمدت توضیح می‌دهد.

جدول ۸: نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

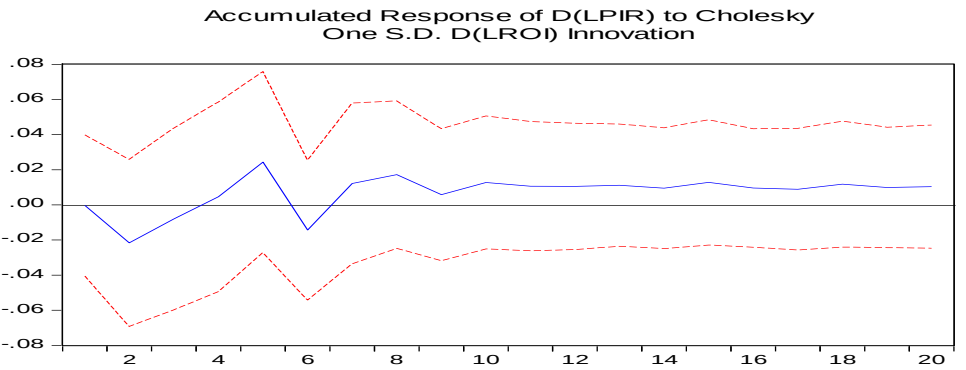
فصل	انحراف معیار	شوک ۱	شوک ۲	شوک ۳	شوک ۴	شوک۵
۱	۰/۵۵	۰/۰۰۰۲	۰/۰۵	۰/۳۸	۵/۵	۹۴/۰
۲	۰/۷۱	۰/۹۹	۰/۱۹	۰/۸	۴/۰	۹۳/۹
۳	۰/۷۲	۱/۳۷	۰/۲	۰/۹	۳/۹	۹۳/۵
۴	۰/۷۷	۱/۶۸	۰/۲۲	۱/۱۲	۳/۸	۹۲/۹
۵	۰/۷۷	۲/۳۶	۱/۴۹	۱/۱۶	۴/۳	۹۰/۱
۶	۰/۸۲	۵/۱۴	۱/۷۸	۱/۱۳	۴/۲	۸۷/۷
۷	۰/۸۲	۶/۳۹	۱/۷۸	۱/۱۶	۴/۱	۸۶/۴
۸	۰/۸۳	۶/۴۳	۱/۷۸	۱/۱۷	۴/۲	۸۶/۳
۹	۰/۸۴	۶/۶۱	۲/۲۳	۱/۲۳	۴/۳	۸۵/۶
۱۰	۰/۸۴	۶/۶۵	۲/۲۶	۱/۳۷	۴/۳	۸۵/۳
۲۳	۰/۸۵	۶/۶۶	۲/۳۸	۱/۳۹	۴/۴	۸۵/۱
۲۴	۰/۸۵	۶/۶۶	۲/۳۸	۱/۳۹	۴/۴	۸۵/۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۲-۵- تابع عکس‌العمل آنی در توان‌پذیری قیمت مسکن

به منظور رعایت اختصار و با توجه به رویکرد مقاله، در این بخش صرفا اثر تکانه درآمد نفتی بر توان‌پذیری مسکن تشریح می‌شود. نظر به این‌که مطابق مبانی نظری، افزایش قیمت نفت از جهتی از طریق ساز و کار بیماری هلندی می‌تواند به افزایش قیمت مسکن منجر شود و از سویی بواسطه بهبود درآمد ملی واجد تاثیر بر درآمد سرانه است. بنابراین صورت و مخرج کسر شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن می‌تواند از تکانه درآمد نفتی تاثیر پذیرد. بنابراین همان‌گونه که ملاحظه می‌شود اثر شوک نفتی بر توان‌پذیری اثری نوسانی است. آن‌گونه که نتایج نشان می‌دهد در پی شوک درآمد نفتی طی دو فصل اول (به واسطه افزایش درآمد متوسط)، این شوک به افزایش توان‌پذیری قیمت مسکن منجر شده و سپس با تاثیر افزایشی قیمت ناشی از بیماری هلندی این شوک به کاهش توان‌پذیری منجر می‌شود. در فصل‌های بعدی مجددا با ترمیم درآمد تا حدی

توان‌پذیری بهبود می‌یابد و نهایتا پس از حدودا ۱۰ فصل آثار شوک نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن از بین می‌رود و تعادل مجددا به سیستم باز می‌گردد.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳: تابع عکس‌العمل آنی انباشته ناشی از تکانه وارد بر درآمد نفتی بر متغیر توان‌پذیری مسکن

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در شرایطی که در ادبیات اقتصاد مسکن، شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن در سطح کمتر از ۳ سال، به عنوان وضع مطلوب تلقی می‌گردد، بررسی تحولات این شاخص در مناطق شهری کشور طی بازه زمانی ۹۵-۱۳۷۰ نشان می‌دهد این شاخص همواره خارج از دامنه مطلوب بوده است و از سال ۱۳۸۱ تاکنون در محدوده «شدیداً دور از دسترس» قرار گرفته و بر اساس آخرین آمار در سال ۱۳۹۵ به عدد ۱۰/۴ سال رسیده است. ضمن آن‌که سهم هزینه مسکن در بودجه خانوار شهری نیز به عنوان یکی دیگر از شاخص‌های توان‌پذیری، در سال ۱۳۹۵ به۳۴/۱ درصد رسیده است که از سقف تعیین شده ۲۵ درصد، که در بسیاری از کشورهای جهان به عنوان حداکثر سهم قابل قبول هزینه اجاره مسکن در بودجه خانوار معرفی شده، ۹/۱ واحد درصد بیشتر است.از سوی دیگر، در شرایطی که مطابق نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن مرکز آمار ایران، در سال ۱۳۹۵، ۲ میلیون واحد مسکونی ساخته شده در بطن شهرها، خالی از سکنه‌اند، جمعیتی بالغ بر ۱۹ میلیون نفر (با نیاز تقریبی حدود ۵/۹ میلیون واحد مسکونی با بعد خانوار ۳/۲ نفر) در بافت‌های فرسوده شهری و حاشیه شهرها، ساکن بوده و مطابق گزارش موسسه مکینزی[1] (۲۰۱۴)، ایران با ۴ میلیون مسکن

[1]. McKinsey (2014)

زیر استاندارد، جزو ده کشوری است که ۶۲ درصد خانه‌های غیر استاندارد جهان در آن‌ها قرار دارد. شکی نیست عمده این ناهنجاری‌ها، ریشه در بی‌توجهی به ضعف شاخص‌های توان‌پذیری قیمت مسکن شهری دارد. این وضعیت در شرایطی بر بخش مسکن شهری کشور حاکم است که نرخ سود تامین مالی خرید مسکن در ایران، از کشورهای توسعه‌یافته و بسیاری از کشورهای دیگر، به مراتب بالاتر و نسبت «تسهیلات به قیمت مسکن» به میزان قابل ملاحظه‌ای کمتر است. بنابراین در حالی که در بسیاری از کشورها، بخشی از ضعف قدرت خرید مسکن خانوار، از طریق تسهیلات با نرخ سود نسبتاً پایین و پوشش بالا جبران می‌شود، در ایران، به جهت محدودیت‌هایی که بانک‌ها در تامین مالی دارند، بار کاهش مشارکت بانک‌ها در تامین مالی مسکن، به دوش خانوارهاست. بررسی‌های این پژوهش نشان داد توان‌پذیری قیمت مسکن شهری از یک عدم تعادل کوتاه‌مدت فراتر رفته است، به طوری که همگرایی دو متغیر درآمد خانوار شهری و قیمت مسکن شهری تائید نشد. بی‌تردید تحت این شرایط و به واسطه تشدید چالش توان‌پذیری قیمت مسکن شهری، عده‌ای از بازار خرید حذف شده و بالاجبار به بازار اجاره و یا حاشیه شهرها سوق داده شده‌اند. البته با توجه به سهم بالاتر از ۲۵ درصدی اجاره مسکن در سبد بودجه خانوار شهری، مستاجرین ساکن در شهرها تحت فشار هزینه اجاره مسکن با پذیرش کاهش دیگر اقلام مصرفی موجود در سبد خانوار (قبول رفاه کمتر) ترجیح داده‌اند همچنان در شهر اقامت گزینند. با توجه به تأیید فرضیه‌های این پژوهش انتظار می‌رود سیاست‌گذار به طور مستمر و به ویژه در شرایطی که شاخص‌های توان‌پذیری قیمت مسکن شهری کشور در محدوده‌ی «شدیداً دور از دسترس» قرار دارد، اثرات شوک درآمد نفتی بر توان پذیری قیمت مسکن را رصد کند. در شرایطی که شاخص توان‌پذیری مسکن درسطح کشور در محدوده «شدیداً دور از دسترس» قرار دارد، بررسی عملکرد سیاست‌گذار کلان در حوزه سیاست‌های مالی نشان می‌دهد در بخش مسکن ایران متوسط سهم مالیات بر پایه دارایی و املاک از کل بودجه عمومی دولت طی سال‌های ۹۶-۱۳۹۴ کمتر از ۰/۵ درصد و سهم مالیات مذکور از کل درآمدهای مالیاتی در بودجه عمومی طی سال‌های مذکور به طور متوسط ۱/۳ درصد بوده است. این در حالی است که مطابق مطالعه قلی‌زاده و امیری (۱۳۹۲) سهم مالیات مسکن از کل درآمد مالیاتی دولت، در فرانسه ۱۶ درصد، آمریکا ۱۴ درصد و در کانادا و سوئیس ۱۲ درصد است و در این کشورها و بسیاری دیگر از کشورهای جهان مالیات مسکن ابزاری مهم جهت اجرای سیاست‌های بازتوزیعی و هدایت این بخش در مسیر بهینه

محسوب می‌شود. بر این اساس، در شرایطی که «مالیات بر عایدی سرمایه»، «مالیات بر نقل و انتقال مکرر مسکن»، «مالیات بر قیمت زمین»، «مالیات بر خانه‌های خالی» و «مالیات مضاعف بر اراضی بایر»، به عنوان ابزارهای مالیاتی محدودکننده سوداگری در حوزه مسکن، در بسیاری از کشورهای جهان کاربرد دارد، در ایران هیچ یک از ابزارهای مذکور مورد استفاده قرار نمی‌گیرد، بنابراین در فقدان ابزارهای مالیاتی مذکور و همان‌گونه که از نتایج جدول ۸ این مقاله نیز قابل مشاهده است به واسطه امکان ورود بدون مانع تقاضای سفته‌بازی به بازار معاملات مسکن، به محض بروز شوک قیمتی مسکن، قیمت مسکن در مقطع قبل قادر است به عنوان عامل کلیدی و تعیین‌کننده قیمت مسکن در مقاطع بعدی ایفای نقش نماید، لذا سهم بالایی از تحولات توان‌پذیری مسکن ناشی از تحولات خود متغیر است. بنابراین انتظار می‌رود سیاست‌گذار کلان با استفاده مطلوب از ابزارهای سیاستی که در برخی موارد قوانین مربوطه نیز تصویب شده است، اثرات شوک مذکور بر رفتار بازار مسکن را مدیریت کند و اقدامات حمایتی مناسب در جهت حفظ توان‌پذیری قیمت مسکن به اجرا درآورد. مطابق نتایج جدول ۸، عملکرد بازار دارایی‌های رقیب مسکن نقش موثری در کاهش شوک وارده به توان‌پذیری قیمت ایفا می‌کند. به بیان دیگر فراهم بودن شرایط برای بهره‌مند شدن از عواید سرمایه‌گذاری در بازارهای رقیب مسکن، از میزان شوک وارده بر بازار مسکن می‌کاهد. ساماندهی و گسترش بازار سرمایه و ایجاد رونق در این بازار، در بلندمدت به کاهش نوسانات بازار مسکن کمک می‌کند. علاوه بر ساز و کارهای مذکور، ضروری است تا چالش توان‌پذیری مسکن، از طریق تقویت طرف عرضه مسکن و اصلاح نظام عرضه زمین و همچنین ضوابط فروش تراکم ساختمانی مدیریت شود تا از سرعت زیاد گسترش حاشیه‌نشینی در کشور کاسته شود. در شرایط فعلی حاکم بر اقتصاد مسکن، بی تردید، یکی از چالش‌های موجود در سیاست‌های مسکن، عدم وجود نظام تعریف شده در تامین مسکن اجتماعی است. بنابراین، ضروری است دولت مسئولیت خود را بپذیرد و سیاست‌های توزیع مسکن را متناسب با تفاوت‌هایی که در سطح استان‌ها وجود دارد برنامه‌ریزی کند.

در خاتمه، از آن‌جا که تبیین ابعاد اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی ضعف توان‌پذیری مسکن و گسترش بدمسکنی، زوایای مختلف چالش توان‌پذیری مسکن را آشکار می‌سازد و بر دقت نظر متولیان امر در اقدام عاجل به منظور رفع مشکل خواهد افزود، به ویژه آن‌که عرصه مطالعات داخلی در این خصوص نیز بسیار محدود است، بنابراین، ذیلاً و به جهت رعایت اختصار به برخی

از موضوعات پژوهشی که توسط دیگر پژوهشگران و در قالب پژوهش‌های آتی قابل انجام است اشاره می‌شود:

«بررسی نقش عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن، به تفکیک دوره‌های رونق و رکود مسکن»، «بررسی تاثیر متقابل نابرابری درآمد و توان‌پذیری قیمت مسکن»، «تبیین شاخص‌های مسکن در استطاعت مبتنی بر اصول توسعه پایدار» ،«بررسی هزینه‌های اجتماعی گسترش حاشیه‌نشینی در کلان‌شهرهای منتخب» و «بررسی نقش سفته‌بازی در تحولات توان‌پذیری مسکن شهری».

منابع و مآخذ

۱. احمدی، سید وحید (۱۳۸۹). "عملکرد بخش ساختمان و مسکن در سال‌های ۸۸-۱۳۸۷". فصلنامه تازه‌های اقتصاد **۸**(۱۲۷): ۴۶-۳۹.

۲. توکلی‌نیا، جمیله. و ضرغامی سعید (۱۳۹۷). "آسیب شناسی برنامه‌های ملی پنجم و ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور در زمینه تامین مسکن گروه‌های کم درآمد شهری". فصلنامه مطالعات ساختار و کارکرد شهری **۵**(۱۶):۸۲-۴۷.

۳. حیدری، حسن. و ملابهرامی، احمد (۱۳۹۲). "شوک‌های نفتی و سیاست پولی در ایران: شواهدی بر پایه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". فصلنامه پژوهش‌های پولی بانکی **۵**(۱۹):۵۱-۶۷.

٤. دفتر برنامه‌ریزی، تجهیز منابع و اقتصاد مسکن وزارت راه و شهرسازی (۱۳۹۷). پایگاه اینترنتی وزارت راه و شهرسازی https://www.mrud.ir

٥. زروکی، شهریار. و موتمنی، مانی (۱۳۹۶). "اثر نامتقارن قیمت نفت بر بازار مسکن در ایران: کاربردی از رهیافت ARDL غیر خطی". پژوهشنامه علمی-پژوهشی اقتصاد کلان **۱۲**(۲۳): ۸۱-۱۰۵.

٦. عباسی‌نژاد، حسین. و یاری، حمید (۱۳۸۸). "تاثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی **۸**(۳۳): ۷۷-۵۹.

۷. فرجی، مریم. افشاری، زهرا. و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۹۳). "تکانه‌های قیمت نفت و سیاست پولی در ایران". فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی **۷**(۲۲): ۵۶۸-۵۳۳.

۸. قلی‌زاده، علی‌اکبر. و امیری، نعمت‌اله (۱۳۹۲). "نگاهی به نظام مالیاتی بخش مسکن در جهان و چارچوبی برای اصلاح ساختار مالیات‌ها در بخش مسکن ایران". دوماهنامه مجله اقتصادی **۱۶**(۶۹): ۱۱۰-۹۱.

۹. قلی‌زاده، علی‌اکبر. و کمیاب، بهناز (۱۳۹۰). "بررسی عوامل مؤثر بر تعیین سهم حباب قیمت در بازار مسکن (مطالعه موردی ایران)". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی **۱۵**(۵۸): ۱۴۳-۱۷۴.

۱۰. قلی‌زاده، علی‌اکبر (۱۳۹۶). *گزارش پژوهشی حباب قیمتی مسکن*، پایگاه اینترنتی وزارت راه و شهرسازی، زمان دسترسی خرداد ماه ۱۳۹۷.

۱۱. کمیجانی، اکبر. گندلی علی‌خانی، نادیا. و نادری، اسماعیل (۱۳۹۲). "تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران". فصلنامه راهبرد اقتصادی **۲**(۷): ۳۷-۷.

۱۲. محنت‌فر، یوسف. و دهقانی، تورج (۱۳۸۸). "بررسی رشد نقدینگی و اثر آن بر تورم در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۱۷**(۴۹): ۱۱۲-۹۳.

۱۳. نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار شهری، سال ۱۳۹۵، پایگاه اینترنتی مرکز آمار ایران، زمان دسترسی شهریور ماه ۱۳۹۷.

14. 14th Annual Demographia International Housing Affordability Survey. (2018). http://www.demographia.com/dhi.pdf.
15. Baker, D. (2018). "The Housing Bubble and the Great Recession: Ten Years Later". Washington, DC: Center for Economic and Policy Research. http://cepr.net/images/stories/reports/housing-bubble-2018-09.pdf.
16. Bordo, M. and Wheelock, D. (2004). "Monetary Policy and Asset Prices: A Look Back at Past U.S. Stock Market Booms". Federal Reserve Bank of St. Louis. Available at: https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/publications/review/04/11/BorBordoWheel.pdf.
17. Capozza, D. Hendershot, P. Mack, CH. and Mayer, CH. (2002). "Determinants of Real House Price Dynamics". available At:https://www.nber.org/papers/w9262.
18. Chang, Ch. and Chen, M. (2015). "Taiwan: Housing Bubbles and Affordability". 447-463, Available At: https://www.researchgate.net/publication/315766152_Taiwan_Housing_Bubbles_and_Affordability.
19. Charalambos, P. (2014). "UK Housing Bubble Case Study Analysis: The 'Behaviour'of UK Housing Bubbles and the Affordability Parameter". University of Salford UK. 21st Annual European Real Estate Society Conference in Bucharest, Romania.
20. ChenaI, M. and Chang, Ch. (2007). "House Prices and Household Income: Do They Move Apart? Evidence from Taiwan". Elsevier, Habitat International **2**(31): 243-256.
21. Corden, W. and Neary, J. (1982). "Booming Sector and De-Industrialization in a Small Open Economy". The Economic Journal **92**(368): 825-848.
22. Elbourne, A. (2008). "The UK Housing Market and the Transmission of Monetary Policy: An SVAR Approach". Journal of Housing Economics **17**(69): 65-87.
23. El-Sakka, M. and Almutairi, H. (2016). "Determinants of Housing Prices in an Oil Based Economy". Asian Economic and Financial Review **6**(5): 247-260.

24. Hedlund, A. Karahan, F. Mitman, K. and Ozkan, S. (2016). "Monetary Policy, Heterogeneity, and the Housing Channel". Discussant: Vincent Sterk (University College London) (2): 1-44.
25. Joshua, G. (2006). "The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets". Real Estate Economics, Elsevier **3**(34): 417-438.
26. Killins, R.N. Egly, P.V. and Escobari, D. (2017). "The Impact of Oil Shocks on the Housing Market: Evidence from Canada and U.S". Journal of Economics and Business Elsevier (93): 15-28.
27. Kolko, J. (2017). "Affordability Crisis, Bubble, or Both?". Center for Housing Innovation UC Berkeley.http://www.spur.org/sites/default/files/blog_post_pdfs/TruliaSPUR.pdf.
28. Malpezzi, S. (1999). "A Simple Error Correction Model of House Prices". Journal of Housing Economics **1**(8): 27-62.
29. Meen, G. (2002). "The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?". Journal of Housing Economics **1**(11):1-23.
30. Michelle, G. Keith, J. Kathy A. Terry B. and Judith Y. (2005). "Conceptualizing and Measuring the Housing Affordability Problem". Research Paper No. NRV3-1, Australian Housing and Urban Research Institute, Melbourne. https://www.ahuri.edu.au/research/nrv-research-papers/nrv3-1.
31. Mulliner, E. and Maliene, V. (2015). "An Analysis of Professional Perceptions of Criteria Contributing to Sustainable Housing Affordability". Sustainability **7**(1): 248-270.
32. Reynolds, S. (2014). "Solutions to the Australian Housing Affordability Crisis". Submission to the 2013 Australian Senate Enquiry into Affordable Housing.
33. Tsai, I. and Peng, Ch. (2012). "A Panel Data Analysis for Housing Affordability in Taiwan". Journal of Economics & Finance **2**(36): 335-350.
34. Worthington, A. and Higgs, H. (2013). "Macro Drivers of Australian Housing Affordability, 1985-2010: An Autoregressive Distributed Lag Approach". Studies in Economics and Finance. Emerald Journal **4**(30): 347-369.
35. Zhang, X. (2015). "What Factors Lead to the Large Disparity of Housing Prices between Chinese Cities?". Journal of Business & Economic Policy **2**(2): 94-103.

The impact of oil revenues shocks on the affordability of urban housing prices in Iran

Seyed Vahid Ahmady[1]
Ebrahim Abbassi[2]*
Reza Mohseni[3]

Received: 05-01-2019 Accepted: 10-06-2019

Abstract

Rapid urbanization has become a dominant phenomenon in the world, and neglecting the status of the housing price affordability may result in marginalization and its negative social and cultural aftermath. Studies show that the urban housing affordability index in Iran which has sometimes been unaffordable is only under the influence of housing sector cycles and has been unaffordable since 2002. However, no action has yet been taken to improve this index. One of the factors that can affect housing affordability index is the Dutch disease effects of Iran's economy. Therefore, in this study, the behavior of the urban housing price affordability is analyzed, and the effect of the oil revenue shock on the affordability of housing prices is investigated using the SVAR model. According to the results of the econometrics model, the fluctuation of the urban housing price affordability index exceeds the short-term imbalance. So, due to the widening gap between household income and urban housing prices, the convergence of these two variables is not proved. In addition, the analysis shows that, although the impact of oil revenue shocks on the affordability of housing prices is negligible in the short term, it explains 6.6 percent of the volatility fluctuation in nine seasons of the shock, and its effect eventually fades away after 10 seasons.

Keywords: Affordability, Affordable housing, Oil, Dutch disease, Iran.

JEL Classification: R32, R38, C52.

[1]-Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran
[2]- Assistant Professor, Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Member of Department of Economics, Faculty of Economics & Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University.Tehran, Iran
Email: abbassiebrahim@yahoo.com
[3]- Assistant Professor, Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Member of Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

بررسی اثر صنعتی‌شدن و شهرنشینی بر کارایی انرژی در استان‌های ایران (رهیافت اقتصادسنجی فضایی)

یونس گلی[1*]
یوسف محنت‌فر[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۳۱

چکیده

بهبود کارایی انرژی از جمله سیاست‌ها برای کاهش اثرات جانبی منفی توسعه اقتصادی است. در همین راستا مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های در سطح استانی برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ به برآورد و بررسی عوامل موثر بر کارایی انرژی می‌پردازد. نتایج حاصل از روش مرزی تصادفی نشان می‌دهد که استان‌های بوشهر و ایلام به ترتیب دارای بیشترین و کمترین کارایی انرژی معادل ۰/۴۱ و ۰/۱۶ هستند. نتایج حاصل از اقتصادسنجی فضایی نشان می‌دهد که نوعی اثرات سرریز مثبت کارایی انرژی بین استان‌ها وجود دارد، همچنین اثرات مستقیم صنعتی‌شدن و چگالی جمعیت بر کارایی انرژی مثبت و معنی‌دار و اثر سرریز آن‌ها منفی و معنی‌دار است. همچنین اثرات مستقیم شهرنشینی و درآمد سرانه بر کارایی انرژی منفی است و اثرات سرریز شهرنشینی بر کارایی انرژی مثبت و معنی‌دار است.

واژه‌های کلیدی: کارایی انرژی، صنعتی‌شدن، شهرنشینی، اقتصاد سنجی فضایی.

Keywords: Energy Efficiency, Industrialization, Urbanization, Spatial Econometric.

JEL Classification: C24, O13, O14, P28.

[1]. دکتری اقتصاد، دانشگاه رازی (نویسنده مسئول) younes.goli67@gmail.com
[2]. استادیار اقتصاد، دانشگاه مازندران mehnatfar.y@gmail.com

۱- مقدمه

دست‌یابی به اهداف توسعه پایدار یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصادی کشورها است. توسعه پایدار، توسعه‌ای است که نیازهای فعلی بشر را برآورده سازد، بدون اینکه به توانایی نسل بعد برای برآوردن احتیاجات آن‌ها آسیبی وارد نماید (موری و کریستودولو،[1] ۲۰۱۱: ۲). در واقع بر اساس تعریف توسعه پایدار، حفاظت از محیط زیست یکی از ارکان اصلی توسعه پایدار است (آدامز،[2] ۲۰۰۸: ۱۸۱) و این به معنی دست‌یابی به رشد اقتصادی بالاتر همراه با بهبود در کیفیت محیط زیست است. وجود ناسازگاری بین سیاست‌های اقتصادی از جمله واقعیت‌هایی است که همواره مورد توجه قرار می‌گیرد به این صورت که افزایش رشد اقتصادی همواره دارای اثرات جانبی منفی است. از یک طرف انرژی یکی از نهاده‌های تولیدی است که نقش بسزایی را در رشد اقتصادی ایفا می‌کند و از طرف دیگر هر چه میزان مصرف انرژی سوخت‌های فسیلی افزایش یابد، کیفیت محیط زیست کاهش می‌یابد. در همین راستا بهبود کارایی مصرف انرژی یا به عبارتی کاهش مصرف انرژی به ازای سطح ثابتی از تولید برای کاهش اثرات جانبی منفی سیاست‌های متمرکز بر رشد اقتصادی، از اهمیت بالایی برخوردار است.

ساختار تولید در اقتصاد از قبیل صنعتی‌شدن و همچنین نرخ شهرنشینی از جمله عواملی هستند، که بسته به ساختار اقتصاد ممکن است آثار متفاوتی را بر کارایی انرژی داشته باشند. صنعتی‌شدن از یک طرف بر اساس نظریه کالدور[3] (۱۹۶۶)، موتور رشد اقتصادی است و باعث افزایش سطح رفاه می‌شود، از طرف دیگر به دلیل انرژی‌بری بالا، بخش صنعت نقش بسزایی را در افزایش انتشار آلاینده‌ها دارد (کوپیدو و همکاران[4]، ۲۰۱۶). بنابراین توسعه بخش صنعت از یک طرف باعث افزایش تولید و بنابراین افزایش کارایی انرژی می‌شود و از طرف دیگر، به ازای یک واحد افزایش در تولید صنعت در مقایسه با سایر بخش‌ها، مصرف انرژی بیشتر افزایش یافته و کارایی مصرف انرژی کاهش می‌یابد. لذا اثر نهایی صنعتی‌شدن بر کارایی انرژی به سطح تکنولوژی تولید وابسته است و هر چه سطح تکنولوژی تولید بالاتر باشد، اثر افزایش تولید بر افزایش مصرف انرژی غالب بوده و کارایی انرژی مصرفی افزایش می‌یابد.

---

1. Mori & Christodulou (2011)
2. Adams (2008)
3. Kaldor (1966)
4. Kopidou (2016)

افزایش شهرنشینی به عنوان پیامد توسعه اقتصادی اجتناب‌ناپذیر است. بر اساس نظریه تراکم شهری، افزایش شهرنشینی از یک طرف موجب بهره‌برداری از صرفه‌های مقیاس برای زیرساخت‌های عمومی شهری شده و در نهایت منجر به کاهش مصرف انرژی و افزایش کارایی مصرف انرژی می‌شود (برتون[1]، ۲۰۰۰). از طرف دیگر ممکن است به دلیل نبود زیرساخت‌های مناسب شهری، تراکم بالای شهری باعث کاهش کارایی مصرف انرژی شود (بورگس[2]، ۲۰۰۰). بنابراین کیفیت زیرساخت‌های شهری نقش بسزایی را در اثر شهرنشینی بر کارایی مصرف انرژی ایفا می‌کند. هر چه زیرساخت‌های شهری از وضعیت مطلوبی برخوردار باشند، کارایی انرژی افزایش و در غیر این صورت کارایی مصرف انرژی کاهش می‌یابد.

به طور کلی سوال مطالعه حاضر به این صورت قابل طرح است که آیا توسعه شهرنشینی و صنعتی شدن در سال‌های اخیر در ایران در راستای افزایش کارایی انرژی بوده است یا خیر. ساختار مطالعه به این صورت است که ابتدا در قسمت دوم مبانی نظری، در قسمت سوم پیشینه مطالعات انجام شده و در قسمت چهارم روش تحقیق مطالعه ارائه می‌شود. سپس در قسمت پنجم، به نحوه گردآوری داده‌ها و تحلیل آن‌ها و در قسمت ششم به برآورد مدل و در نهایت در قسمت هفتم به ارائه نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

افزایش رشد اقتصادی به همراه بهبود کیفیت زندگی یکی از مباحث مد نظر بسیاری از نظریه‌پردازان بوده است، با افزایش رشد اقتصادی نیاز به انرژی به عنوان یکی از نهاده‌های اصلی تولید افزایش می‌یابد، و با افزایش مصرف انرژی، انتشار آلاینده‌ها افزایش یافته و کیفیت محیط زیست و به عبارتی رفاه جامعه کاهش می‌یابد. در واقع جزیی از مصرف انرژی برای رشد اقتصادی اجتناب‌ناپذیر است و جزیی از مصرف انرژی به دلیل ساختارهای نامطلوب اقتصادی است که باعث افزایش ناکارایی در مصرف انرژی می‌شود. هدف سیاست‌گذاران ایجاد ساختارهای بهینه برای کاهش مصرف انرژی ناشی از ساختارهای نامطلوب اقتصادی است. شهرنشینی و صنعتی‌شدن از جمله ساختارهایی هستند که می‌توانند نقش بسزایی را در تغییر کارایی انرژی داشته باشند.

---

[1]. Burton (2000)
[2]. Burgess (2000)

لوییس[1] (۱۹۵۴ و ۱۹۸۰) و کالدور (۱۹۶۶) معتقدند گسترش بخش صنعت، نیروی محرک رشد اقتصادی و افزایش بهره‌وری در دیگر بخش‌ها است (کریمی و کشاورزی، ۱۳۹۰). صنعت به عنوان محمل تحولات تکنولوژی، از طریق ایجاد و اختراع ابزارهای نوین تولید، بهره‌وری را در بخش‌های دیگر اقتصاد نیز افزایش می‌دهد. اهمیت بالای بخش صنعت در فرآیندهای رشد اقتصادی ناشی از واقعیتی است که توسعه در کشورهای توسعه‌یافته به طور عموم با صنعتی‌شدن تحقق یافته است. در کشورهای در حال توسعه نیز کارایی و بهره‌وری در بخش صنعت به میزان قابل ملاحظه‌ای از بخش کشاورزی بیشتر است به خصوص آن‌که صنعت توانسته است کارایی سایر بخش‌ها را نیز افزایش دهد (چنری و همکاران[2]، ۱۹۸۶). همچنین بخش تولیدی فرصت‌های خاصی را برای پیشرفت تکنولوژی فراهم می‌کند که منجر به بهبود در شیوه‌های تولید می‌شود. این پیشرفت‌ها عمدتا از بخش صنعت و به خصوص صنایع کارخانه‌ای شروع شده و به سایر بخش‌ها گسترش می‌یابند. این‌که چگونه تکنولوژی به سایر بخش‌ها تسری می‌یابد به پیوندهای پسین و پیشین مربوط است که این پیوندها در بخش صنعت قوی‌تر از سایر بخش‌ها هستند.

سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های جدید و افزایش بهره‌وری نیروی کار موجب صرفه‌جویی در مصرف انرژی می‌شود. لذا مدرنیزه کردن فرآیند تولید، به کیفیت برتر محصول، افزایش تولید محصول، ذخیره نیروی انسانی ودر نهایت کارایی بالاتر انرژی، منجر می‌شود. به طور کلی، مصرف انرژی در بخش صنعت به سطح فعالیت‌های اقتصادی و کارایی تجهیزات مصرف‌کننده انرژی بستگی دارد. هر چه سطح فعالیت‌های اقتصادی بالاتر رود، مصرف انرژی افزایش می‌یابد، اما می‌توان با استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته و افزایش کارایی تجهیزات و وسایل مصرف‌کننده انرژی، مصرف انرژی در این بخش را کاهش داد (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۸۷).

به موازات توسعه بخش صنعت و رشد اقتصادی، شهرنشینی به عنوان یکی از پدیده‌های جمعیتی توسعه می‌یابد، و شهرنشینی پیامد توسعه اقتصادی است (جونز[3]، ۱۹۹۱). به عبارتی صنعتی‌شدن باعث مهاجرت نیروی کار از بخش کشاورزی و روستایی به بخش صنعتی و شهری می‌شود. در سال‌های اخیر پیامدهای شهرنشینی و اثرات قابل ملاحظه آن بر مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست به عنوان یکی از مسائل مهم مورد توجه بوده است. نظریه تراکم شهری از جمله نظریات

1. Lewis (1954, 1980)
2. Chenery et al (1986)
3. Jones (1991)

ارائه شده در زمینه اثر شهرنشینی بر مصرف انرژی است، که می‌توان آن را به کارایی انرژی مربوط دانست. این نظریه مزایای زیست‌محیطی ناشی از تراکم شهری را مورد بحث و بررسی قرار می‌دهد، با این استدلال که تراکم بالای شهری موجب بهره‌برداری از صرفه‌های مقیاس برای زیرساخت‌های عمومی شهری (به عنوان مثال، حمل و نقل عمومی، مدارس و عرضه آب) شده، وابستگی به ماشین، مسیرهای طولانی حمل و نقل و اتلاف‌های ناشی از توزیع برق را کاهش می‌دهد و در نهایت منجر به کاهش مصرف انرژی و افزایش کارایی مصرف انرژی می‌شود (برتون[1]، ۲۰۰۰ و کاپلو و کاماینی[2]، ۲۰۰۰).

برخی از منتقدان بر این باورند که زیان‌های ناشی از افزایش تراکم شهری به احتمال زیاد به علت تراکم ترافیک ازدحام بیش از حد و آلودگی هوا، از منافع ناشی از آن بیشتر است (برنی[3]، ۲۰۰۱). در مقابل این امکان نیز وجود دارد که استفاده از انرژی و تولید گاز گلخانه‌ای افزایش یابد، در اصل بدون پشتیبانی از زیرساخت‌های مناسب شهری، تراکم بالای شهری می‌تواند مسائل و مشکلات زیست‌محیطی قابل توجهی را به بار آورد (بورگس[4]، ۲۰۰۰). بنابراین زیرساخت‌های شهری نقش بسزایی را در اثرگذاری شهرنشینی بر کارایی مصرف انرژی دارد. هر چه زیرساخت‌های شهری در جهت استفاده از ناوگان حمل و نقل عمومی با کیفیت فراهم باشد، انتظار بر این است که تقاضا برای حمل و نقل عمومی افزایش یابد، و میزان مصرف انرژی به ازای سطح ثابتی از تولید کاهش یابد. به عبارتی کارایی مصرف انرژی در اقتصاد افزایش می‌یابد.

۳- پیشینه تحقیق

اهمیت افزایش کارایی انرژی برای بهبود کیفیت محیط زیست در کنار توسعه اقتصادی در سال‌های اخیر مورد توجه پژوهشگران در کشورهای مختلف قرار گرفته است، و مطالعات متعددی در این زمینه انجام شده است.

گراوند و همکاران (۱۳۹۲) با به کارگیری تحلیل پوششی داده‌ها برای دوره زمانی ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۷ نشان می‌دهند که کارایی انرژی صنعت پتروشیمی به طور متوسط برابر با ۰/۶۸۸ است.

---

1. Burton (2000)
2. Capello and Camagni (2000)
3. Breheny (2001)
4. Burgess (2000)

شهابی‌نژاد (۱۳۹۵) با استفاده از رهیافت تحلیل مرزی تصادفی برای دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ نشان می‌دهد که کشورهای سریلانکا، ماکائو، ویتنام، فلیپین و هند دارای کارایی انرژی بالاتر و کشورهای کویت، قطر و بحرین دارای کمترین کارایی انرژی هستند و میزان کارایی انرژی در ایران برابر با ۰/۴۵ است.

کفایی و آقائیان وش (۱۳۹۵) با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ و داده‌های دوره زمانی ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۱ نشان می‌دهند که کارایی انرژی تمام بخش‌های اقتصادی کاهش یافته است، و بخش خدمات دارای کمترین کارایی انرژی است.

کفایی و خسروی (۱۳۹۵) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ و روش مرزی تصادفی به برآورد کارایی انرژی در استان‌های ایران می‌پردازند. شواهد آن‌ها نشان می‌دهد که استان خراسان شمالی با مقدار ۵/۲ درصد دارای بیشترین کارایی انرژی و استان‌های تهران و اصفهان با مقدار ۰/۱ درصد دارای کمترین کارایی انرژی هستند.

کفایی و آقائیان وش (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای با استفاده از رهیافت داده‌های پانل به بررسی عوامل موثر بر کارایی انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی می‌پردازند، نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که موجودی سرمایه مستقیم خارجی اثر مثبت بر کارایی انرژی و ارزش افزوده اثر منفی بر کارایی انرژی دارد.

لین و یانگ[1] (۲۰۱۳) کارایی انرژی صنعت حرارتی چین را مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که متوسط کارایی انرژی برای این صنعت در دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۰ برابر با ۰/۸۵ است.

لین و ونگ[2] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی نشان می‌دهند که کارایی انرژی صنعت آهن و فلزات برای دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۱ برابر با ۰/۶۹۹ است، همچنین در طول دوره مورد مطالعه کارایی انرژی افزایش یافته است.

اوتساوکا وگوتو[3] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی برای اقتصاد ژاپن نشان می‌دهند که افزایش چگالی جمعیت باعث افزایش کارایی انرژی می‌شود.

---

1. Lin and Yang (2013)
2. Lin and Wang (2014)
3. Otsuka and Goto (2015)

لین و لانگ[1] (۲۰۱۵) با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی نشان می‌دهند که کارایی انرژی در صنعت شیمیایی چین برای دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۱ معادل با ۰/۶۸۹ است، همچنین استان شانگهای دارای بالاترین کارایی انرژی و استان شانشی دارای کمترین کارایی انرژی است.

لیو و همکاران[2] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای برای اقتصاد چین با استفاده از داده‌های ۲۸۵ شهر برای دوره زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ نشان می‌دهند که تراکم صنعت[3]،کارایی انرژی را افزایش می‌دهد.

لیو و لین[4] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به تحلیل کارایی انرژی و بررسی عوامل موثر بر آن در بخش حمل و نقل چین با استفاده از مدل توبیت می‌پردازند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که اثر ساختار صنعت و قیمت سوخت بر کارایی انرژی مثبت و معنی‌دار است.

آدوم و همکاران[5] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای برای ۲۲ کشور آفریقایی در دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۸ و بکارگیری رهیافت مرزی تصادفی نشان می‌دهند که با حداقل نمودن عدم کارایی انرژی به طور دائم، مصرف انرژی به میزان ۸۴ درصد صرفه‌جویی می‌شود، همچنین افزایش شهرنشینی و چگالی جمعیت باعث افزایش کارایی انرژی می‌شود.

لی و همکاران[6] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی برای ۳۰ استان چین در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۳ نشان می‌دهند که اثرات مستقیم و سرریز شهرنشینی بر کارایی انرژی به ترتیب منفی و مثبت معنی‌دار است.

با بررسی مطالعات انجام شده در داخل، هیچ مطالعه‌ای اثرات ساختار شهری و صنعتی‌شدن را بر کارایی انرژی بررسی نکرده است. همچنین یکی از مشکلات اصلی مطالعات انجام شده این است که برای داده‌های مکانی، بدون اطمینان از عدم وجود اثرات سرریز نمی‌توان از مدل‌های مرسوم برای برآورد عوامل موثر بر کارایی انرژی استفاده نمود، که مطالعه حاضر این نقص را برطرف نموده است. بنابراین مطالعه حاضر از نظر موضوع مورد مطالعه، داده‌ها و روش اقتصادسنجی مورد استفاده جدید بوده و دارای نوآوری است.

---

1. Lin and Long (2015)
2. Liu et al
3. Industrial Agglomeration
4. Liu and Lin (2018)
5. Adom (2018)
6. Li (2018)

۴- روش تحقیق

هدف اصلی تحقیق برآورد کارایی انرژی مصرفی و بررسی نقش صنعتی‌شدن و شهرنشینی در کارایی انرژی مصرفی است. کارایی به صورت حداقل مصرف انرژی به ازای سطح خاصی از تولید قابل تعریف است. به همین دلیل ابتدا به برآورد کارایی مصرف انرژی با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی پرداخته می‌شود، و سپس با استفاده از مدل اقتصادسنجی فضایی به بررسی اثر صنعتی‌شدن و شهرنشینی بر کارایی مصرف انرژی پرداخته می‌شود.

۴-۱- روش تحلیل مرزی تصادفی

برای اندازه‌گیری و برآورد کارایی انرژی مصرفی، دو روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA[1]) و تحلیل مرزی تصادفی (SFA[2]) وجود دارد. هر کدام از روش‌های موجود دارای مزایا و معایبی هستند. عیب اصلی روش ناپارامتری DEA عدم تمایز بین جزء عدم کارایی و جزء خطای آماری است، و تمام جزء خطا را به عنوان عدم کارایی در نظر می‌گیرد. در حالی که روش پارامتری SFA، بین جزء خطای آماری و جزء عدم کارایی مصرف انرژی تمایز قائل شده است، و جزء خطا را از عامل ناکارایی مصرف انرژی تفکیک می‌کند. تعیین شکل تابعی خاص برای عوامل موثر بر عدم کارایی به عنوان عیب اصلی SFA است. چرا که تعیین نادرست شکل تابعی باعث ایجاد خطا در برآورد جزء خطا و ناکارایی مصرف انرژی می‌شود. به دلیل اهمیت بالای تمایز بین جزء خطا و ناکارایی در مصرف انرژی در این مطالعه از روش SFA استفاده می‌شود.

با فرض این‌که نهاده‌های نیروی کار (L)، انرژی (E) و سرمایه (K) برای تولید (Y) مورد استفاده قرار می‌گیرند، بر اساس مطالعه ایکسی و همکاران[3] (۲۰۱۸)، از رابطه (۱) برای برآورد کارایی انرژی استفاده می‌شود.

$$-lnE_{it} = +\beta_0 + \beta_K lnK_{it} + \beta_L lnL_{it} + \beta_Y lnY_{it} + \beta_T lnT + \beta_{KL} lnK_{it} lnL_{it} + \beta_{KY} lnK_{it} lnY_{it} + \beta_{LY} lnL_{it} lnY_{it} + \beta_{KT}(lnK_{it} * T) + \beta_{LT}(lnL_{it} * T) +$$

[1]. Data envelopment analysis
[2]. Stochastic Frontier Analysis
[3]. Xie (2018)

$$\beta_{YT}(lnY_{it} * T) + \beta_{YY}(lnY_{it})^2 + \beta_{LL}(lnL_{it})^2 + \beta_{KK}(lnK_{it})^2 + \beta_{TT}(T)^2 + v_{it} - u_{it} \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، u_i متغیر نامنفی نشان دهنده ناکارایی مصرف انرژی است، T متغیر روند زمان، βها پارامترهای ناشناخته‌ای هستند که باید به وسیله روش حداکثر درستنمایی تخمین زده شوند، فرض شده است که ضرایب برای همه استان‌ها یکسان است[۱]. با استفاده از تخمین حداکثر راستنمایی مقادیر $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ و $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2+\sigma_u^2}$ قابل محاسبه است، مقدار γ بین صفر و یک می‌باشد. اگر مقدار γ برابر با صفر باشد، به معنی وجود ناکارایی انرژی است، و تفاوت بین مقدار بهینه و واقعی انرژی ناشی از v است، در این صورت برای تخمین تابع مصرف انرژی می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی استفاده کرد. بسیاری از مطالعات تجربی از قبیل پیت و لی[۲] (۱۹۸۱) برای برآورد کارایی از تخمین دومرحله‌ای استفاده می‌کنند، به این صورت که جزء ناکارایی تابع عواملی است که جزء ماهیت ذاتی مقطع مورد مطالعه است، که می‌تواند باعث ایجاد تفاوت کارایی بین مقاطع شود. باست و کولی[۳] (۱۹۹۵) متعقدند که جزء کارایی به صورت رابطه (۲) قابل بررسی است.

$$u_{it} = \delta z_i \quad (۲)$$

z شامل متغیرهایی است که بر عدم کارایی انرژی موثر می‌باشد اما غیر قابل کنترل است. وضعیت آب و هوایی هر استان از جمله متغیرهایی است که غیر قابل کنترل بوده و جزء ماهیت ذاتی استان‌ها است.

۲-۴- اقتصادسنجی فضایی

هدف اصلی تحقیق برآورد کارایی انرژی و بررسی عوامل موثر بر آن در استان‌های ایران است. به همین دلیل از داده‌های مبتنی بر مکان استفاده می‌شود. داده‌های دارای ابعاد مکانی با دو مسئله وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی مواجه هستند. اقتصادسنجی مرسوم تا حد زیادی این دو

---

[۱]. فرض یکسان بودن ضرایب به این مفهوم است که برای افزایش هر واحد در متغیرهای مستقل، انرژی یکسانی مصرف شده و تفاوت انرژی مصرفی بین استان‌ها ناشی از تفاوت در جزء ناکارایی انرژی است.

[2]. Pitt and Lee (1981)

[3]. Battese and Coelli (1995)

موضوع را نادیده می‌گیرد. یکی از ویژگی‌های اصلی یک مطالعه مطلوب، تناسب بین هدف تحقیق، داده‌های تحقیق و روش تحقیق است. برای ایجاد تناسب، مطالعه حاضر از رهیافت اقتصاد سنجی فضایی استفاده می‌کند. دلایل استفاده از این روش به این صورت است که این روش مختص داده‌های مکانی است و همبستگی فضایی بین مناطق را در نظر گرفته و اثرات سرریز یا فضایی متغیرها را اندازه‌گیری می‌کند.

مدل خطای فضایی، وقفه فضایی و مختلط از جمله مدل‌های اقتصادسنجی فضایی هستند که ساختار آن‌ها بستگی به محل قرارگیری ماتریس وزنی فضایی برای رفع همبستگی فضایی دارد. مدل عمومی آشیانه‌ای فضایی (GNSM[1]) که سه مدل را در بر می‌گیرد، به صورت رابطه (۳) است:

$$Y = \rho WY + X\beta + u \qquad u = \delta Wu + \varepsilon \qquad (۳)$$

بر اساس رابطه (۳)، y متغیر وابسته تحقیق، x بردار متغیرهای توضیحی موثر بر Y و w ماتریس وزنی فضایی است. برای تعیین ماتریس فضایی ابتدا ماتریسی به ابعاد ۳۰ در ۳۰ تعیین شده که در آن استان‌های همسایه دارای عدد ۱ و غیر همسایه برابر با صفر است. از سال ۱۳۹۰ استان البرز از تهران جدا شده است اما برای ایجاد ساختار پانل متوازن، داده‌های استان البرز در تهران ادغام شده است و این دو استان تحت عنوان استان تهران در محاسبات وارد شده‌اند. سپس هر درایه از ماتریس همسایگی بر مجموع هر سطر از ماتریس همسایگی تقسیم شده است، که تحت عنوان ماتریس استاندارد شده نام دارد. تعیین و برآورد مدل‌های مختلف فضایی بستگی به معنی‌داری ضریب خطای فضایی (δ) و وقفه فضایی (ρ) دارد[2]. اگر چنان‌چه دو ضریب δ و ρ معنی‌دار باشند، از مدل ترکیبی که هر دو اثر خطای فضایی و وقفه فضایی را در بر دارد استفاده می‌شود.

برای بررسی تجربی عوامل موثر بر کارایی انرژی، با توجه به امکان وجود اثرات سرریز فضایی از رویکرد اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است، که به صورت رابطه (۴) می‌باشد:

$$effe_{it} = f(indu_{it}, urban_{it}, dens_{it}, inco, W) \qquad (۴)$$

[1]. General Nesting Spatial Model

[2]. جزییات مربوط به دستیابی به تخمینی قابل اعتماد در قسمت برآورد مدل آمده است.

در معادله (۴)، effe کارایی انرژی برآورد شده به وسیله تابع مرزی تصادفی معادله (۱) در استان i در زمان t است، urban نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت استان، indu نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به ارزش افزوده کل استان، dens[1] نسبت جمعیت به نفر در واحد سطح به کیلومتر مربع و inco درآمد سرانه واقعی هر استان به قیمت پایه سال ۱۳۹۰ است. برای در نظر گرفتن وابستگی بین مناطق از ماتریس فضایی استاندارد شده W استفاده می‌شود.

۵- گردآوری و تحلیل داده‌ها

برای اندازه‌گیری مصرف انرژی از ترازنامه انرژی استفاده شده است، شواهد داده‌های گردآوری شده در جدول (۱) نشان می‌دهد که در سال ۱۳۸۵ مقدار مصرف انرژی به طور متوسط برای هر استان برابر با ۳۲/۳۲ میلیون بشکه معادل نفت خام است و در سال ۱۳۹۴ به مقدار ۳۸/۷۶ میلیون بشکه معادل نفت خام افزایش یافته است. نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل ارزش افزوده به طور متوسط برای هر استان از رقم ۱۳/۶۹ در سال ۱۳۸۵ به مقدار ۱۷/۴ درصد در سال ۱۳۹۴ افزایش یافته است. نسبت جمعیت شهرنشینی نیز تغییرات مشابهی را تجربه کرده است به طوری که این نسبت برای هر استان به طور متوسط از رقم ۶۲/۶۳ درصد در سال ۱۳۸۵ به میزان ۶۸ درصد در سال ۱۳۹۴ افزایش یافته است. اقتصادها برای توسعه اقتصادی مستمر نیازمند توسعه بخش صنعت هستند و شهرنشینی پیامد توسعه صنعتی و اقتصادی است، بنابراین افزایش مصرف انرژی به دلیل تغییرات ذکر شده منطقی است. سوال برای مطالعه حاضر به این صورت است که آیا ایران در سال‌های اخیر توانسته است از صرفه مقیاس شهری برای بهبود کارایی انرژی استفاده نماید.

تغییرات چگالی جمعیت به این صورت بوده که به ازای هر کیلومتر از مساحت به طور متوسط در سال ۱۳۸۵، ۷۶/۲۵ نفر سکونت دارند و این رقم در سال ۱۳۹۴ به ۸۵/۱ نفر افزایش یافته است. هر چه میزان چگالی جمعیت افزایش یابد، از یک طرف به دلیل تراکم جمعیت و افزایش زمان مسافرت به ازای فاصله‌ای ثابت مصرف انرژی افزایش می‌یابد، و از طرف دیگر به دلیل کاهش مسافت زمینه برای کاهش مصرف انرژی فراهم می‌آید. برآیند دو اثر متفاوت چگالی جمعیت به

[1]. متغیر چگالی جمعیت بخش شهری ارتباط نزدیک‌تری را با کارایی انرژی دارد، اما از آن‌جا که شواهد آماری در رابطه با مساحت بخش شهری در دسترس نیست، مطالعه حاضر از مساحت استانی برای محاسبه چگالی استفاده کرده است.

ساختار شهری و زیربناهای حمل و نقل بستگی دارد. هر چه ساختارهای شهری در وضعیت مطلوبی باشند، اثر منفی چگالی جمعیت بر مصرف انرژی تقویت می‌شود. یکی از مهم‌ترین متغیرهایی که بر الگوی مصرفی خانوار تاثیرگذار است، سطح درآمد سرانه می‌باشد. هر چه میزان درآمد سرانه افزایش یابد، گرایش به استفاده از وسایل انرژی‌بر در خانوار افزایش می‌یابد. درآمد واقعی سرانه نوسانات قابل توجهی را تجربه کرده است به طوری که در سال ۱۳۸۸ کمترین درآمد سرانه واقعی متوسط استان‌ها معادل با ۶۴/۰۹ میلیون ریال بوده و این رقم در سال ۱۳۹۰ به بیشترین مقدار معادل ۷۶/۹۲ میلیون ریال افزایش یافته است.

جدول ۱: روند کلی داده‌های مورد استفاده

	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴
انرژی مصرفی	۳۲/۳۲	۳۴/۹۶	۳۵/۷۲	۳۶/۷۴	۳۸/۵۸	۴۱/۲۱	۴۱/۲۴	۴۳/۷۶	۴۴/۲۳	۳۸/۷۶
شهرنشینی	۶۲/۶۳	۶۳/۳۱	۶۳/۹۷	۶۴/۶۳	۶۵/۲۹	۶۵/۹۳	۶۶/۴۶	۶۶/۸۷	۶۷/۲۷	۶۸
صنعتی‌شدن	۱۳/۶۹	۱۳/۵۴	۱۳/۳۹	۱۲/۹۹	۱۲/۸۳	۱۴/۰۴	۱۴/۸۳	۱۴/۴۸	۱۴/۳۷	۱۷/۴
چگالی جمعیت	۷۶/۲۵	۷۷/۱۸	۷۸/۱۴	۷۹/۱۳	۸۰/۱۵	۸۱/۳۳	۸۲/۲۱	۸۳/۱۲	۸۴/۰۴	۸۵/۱
درآمد سرانه واقعی	۶۹/۰۲	۷۲/۶۲	۶۷/۴۵	۶۴/۰۹	۷۱/۳۹	۷۶/۹۲	۶۷/۴۱	۶۸/۴۸	۶۵/۷۹	۶۶/۰۱

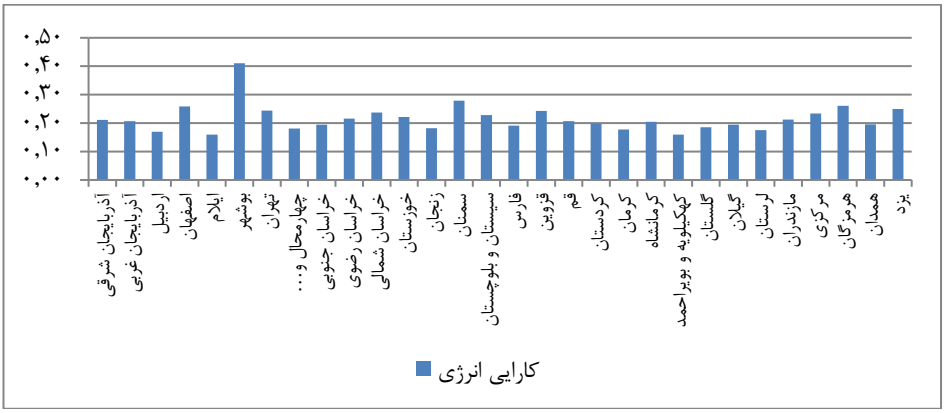
منبع: محاسبات تحقیق از مراکز آماری

۶- برآورد مدل

در این بخش از مطالعه ابتدا به برآورد کارایی انرژی با استفاده از رابطه (۱) پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از برآورد کارایی انرژی مصرفی متوسط استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ در نمودار (۱) آورده شده است.

بر اساس نتایج حاصل از برآوردها، استان بوشهر دارای بیشترین کارایی انرژی مصرفی معادل با ۴۱ درصد است، و استان ایلام دارای کمترین کارایی انرژی مصرفی معادل با ۱۶ درصد است. به عبارتی با ثابت فرض نمودن میزان سرمایه و نیروی کار در استان ایلام، برای دستیابی به سطح فعلی تولید، می‌توان به طور بهینه مصرف انرژی را به اندازه ۸۴ درصد کاهش داد، این در حالی است که برای استان بوشهر می‌توان ۵۹ درصد مصرف انرژی را کاهش داد. روند تغییرات کارایی انرژی در

طول سال‌های مورد مطالعه برای تمام استان‌ها به طور متوسط به این صورت بوده است که در سال ۱۳۸۵ کارایی انرژی برابر با ۰/۲۱۶ بوده و این رقم در سال ۱۳۹۴ به مقدار ۰/۲۱۸ افزایش یافته است. دلایل متعددی برای پایین بودن کارایی انرژی مصرفی قابل ذکر است، اولا سهم فعالیت‌های دارای ارزش افزوده بالا در اقتصاد نسبتا پایین است و سهم انرژی مصرفی در بخش خانگی بیش از سایر بخش‌ها است. دوما، قاچاق سوخت یکی از ویژگی‌های بارز مناطق مرزی است که باعث شده به ازای انرژی مصرف شده، تولیدی وجود نداشته باشد.



نمودار ۱: کارایی مصرف انرژی در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۵

کاربرد اقتصادسنجی فضایی نیازمند اثبات وجود اثرات فضایی بین استان‌های مختلف است، بنابراین ابتدا با استفاده از آماره موران[1] بر روی پسماندهای مدل اقتصاد سنجی متعارف و متغیر کارایی انرژی، وجود اثرات فضایی مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که آماره موران برای پسماندهای مدل متعارف برابر با ۹/۹۱ است که در سطح خطای ۱ درصد معنی‌دار است و مقدار آماره موران برای متغیر کارایی انرژی به عنوان متغیر وابسته در سطح خطای یک درصد معنی‌دار و برابر با ۸/۴۸ است. معنی‌داری فرضیه صفر آماره موران به معنی وجود اثرات سرریز کارایی انرژی بین استان‌های مختلف است. بنابراین در مدل‌سازی عوامل موثر بر کارایی انرژی بایستی اثرات همبستگی فضایی مد نظر قرار گیرد.

[1]. Moran Test

جدول ۲: آزمون همبستگی فضایی

	مقدار آماره	ارزش احتمال (P-Value)
متغیر وابسته کارایی انرژی	۸/۴۸	۰/۰۰
پسماندهای مدل متعارف	۹/۹۱	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به رد شدن فرضیه صفر آماره موران، از مدل‌های فضایی استفاده می‌شود. گام دوم، بررسی ضریب لاگرانژ برای تعیین وابستگی فضایی بر حسب وقفه فضایی، خطای فضایی یا ترکیبی است. نتایج حاصل از ضریب لاگرانژ در جدول (۳) نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبتنی بر عدم وابستگی فضایی در مشاهدات از متغیر در دو آزمون LM lag و RLM lag[1] رد شده است و برای حالت خطای فضایی در دو آزمون LMerror و RLMerror[2] به ترتیب رد و تایید شده است. بنابراین در مدل‌سازی عوامل موثر بر کارایی انرژی از وقفه فضایی استفاده می‌شود.

جدول ۳: آزمون ضریب لاگرانژ

	LM error	RLM error	LM lag	RLM lag
مقدار آماره	۶۵/۳۴	۰/۰۸	۹۰/۸۶	۲۵/۵۹
ارزش احتمال	۰/۰۰	۰/۷۷	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی فرضیه وجود اثرات ثابت فضایی و زمانی از نسبت راستنمایی (LR) استفاده می‌شود. نتایج حاصل از آزمون نسبت راستنمایی در جدول (۴) نشان می‌دهد که اثرات ثابت فضایی و نوعی ناهمگنی بین استان‌ها وجود دارد، اما وجود ناهمگنی در بعد زمان رد شده است. بنابراین تخمین مدل نهایی بر اساس اثرات ثابت فضایی خواهد بود.

جدول ۴: آزمون نسبت راستنمایی و هاسمن فضایی

	اثرات ثابت زمان	اثرات ثابت فضا	آزمون هاسمن
آماره آزمون	۸/۴۲	۶۲۳/۰۷	۰/۱۸
مقدار احتمال	۰/۴۹۲	۰/۰۰	۰/۹۹

منبع: یافته‌های تحقیق

[1]. Robust Lagrange Multiplier Lag
[2]. Robust Lagrange Multiplier Error

نتایج آزمون فضایی هاسمن برای تعیین مدل به صورت اثرات تصادفی یا اثرات ثابت در جدول (۴) نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبتنی بر استفاده از مدل اثرات تصادفی تایید شده است. چرا که مقدار آماره هاسمن فضایی برابر با ۰/۱۸ بوده که دارای ارزش احتمال برابر با ۰/۹۹ است.

نتایج حاصل از برآورد مدل دوربین فضایی (SDM) با در نظر گرفتن اثرات تصادفی در جدول (۵) ارائه شده است. ضریب برآورد شده برای وقفه فضایی در جدول (۵) نشان می‌دهد که با افزایش کارایی انرژی در استان‌های $i \neq j$ به اندازه یک درصد، کارایی انرژی در استان i به اندازه ۰/۱۱۹ افزایش می‌یابد. در واقع نوعی اثرات سرریز کارایی انرژی بین استان‌ها وجود دارد، بنابراین مزایای افزایش کارایی انرژی نه تنها موجب بهبود کیفیت محیط زیست و رفاه جامعه در استان خاص می‌شود بلکه به واسطه اثرات سرریز، کیفیت محیط زیست در سایر استان‌ها نیز افزایش می‌یابد.

بر اساس نتایج برآوردها، افزایش سهم صنعت در اقتصاد هر استان به اندازه یک درصد منجر به افزایش کارایی انرژی به اندازه ۰/۰۶۱۱ درصد می‌شود. در واقع با سرمایه‌گذاری در توسعه بخش صنعت، تولید بیش از مصرف انرژی افزایش می‌یابد و به این واسطه کارایی انرژی افزایش می‌یابد. اما توسعه صنعت در سایر استان‌ها $i \neq j$ به اندازه یک درصد منجر به کاهش کارایی انرژی در استان i به اندازه ۰/۳۱ درصد می‌شود، اثرگذاری منفی توسعه صنعتی در سایر استان‌ها ناشی از واقعیتی است که توسعه صنعت در اقتصاد به طور بنیادی رخ نداده است و ارتباطی بین صنایع وجود ندارد.

شهرنشینی نیز به عنوان نتیجه توسعه اقتصادی، مسئله‌ای واقعی در تمام اقتصادهای در حال توسعه است. بررسی اثر نسبت شهرنشینی نیز نشان می‌دهد که هر چه نسبت شهرنشینی در استان‌ها افزایش یابد، کارایی مصرف انرژی کاهش می‌یابد، به طوری که با افزایش یک درصد در نسبت شهرنشینی در استان i، میزان کارایی انرژی در استان i به اندازه ۰/۱۰۹ درصد کاهش می‌یابد. در واقع منفی بودن اثر شهرنشینی بر کارایی انرژی تاییدی بر این فرضیه است که زیرساخت‌های شهری در ایران از وضعیت مطلوبی برخوردار نیستند. چرا که بر اساس نظریه تراکم شهری هر چه زیرساخت‌های شهری از وضعیت مطلوبی برخوردار باشند، به دلیل بهره‌برداری از صرفه‌های

مقیاس[۱] می‌توان انتظار داشت که شهرنشینی باعث افزایش کارایی انرژی مصرفی شود. اما افزایش شهرنشینی در سایر استان‌ها $i \neq j$ به اندازه یک درصد، باعث افزایش کارایی انرژی در استان i به اندازه ۰/۲۲۹ درصد می‌شود. در واقع نتیجه مطالعه حاضر این مسئله را مد نظر قرار داده که با ساختار فعلی شهرها، نمی‌توان آینده سیاست‌های توسعه پایدار را در ایران مطلوب دانست.

اثر چگالی جمعیت بر کارایی انرژی مثبت و معنی‌دار است. هر چه میزان تراکم جمعیت بالاتر باشد، تقاضا برای سوخت ناشی از حمل و نقل کاهش می‌یابد. در همین راستا میزان انرژی مصرفی به ازای سطح تولید ثابت کاهش یافته و بنابراین کارایی انرژی مصرفی افزایش می‌یابد. به طوری که به ازای افزایش یک نفر در واحد سطح به کیلومتر مربع میزان کارایی انرژی به اندازه ۰/۵۲۸ درصد افزایش می‌یابد. اما افزایش یک واحد چگالی جمعیت در سایر استان‌ها $i \neq j$ باعث کاهش کارایی انرژی به اندازه ۰/۰۸ درصد می‌شود، چرا که با افزایش چگالی جمعیت در استان‌های همسایه، چگالی جمعیت در استان i کاهش و بنابراین کارایی انرژی کاهش می‌یابد. بهبود کیفیت ناوگان حمل و نقل عمومی در کنار زیرساخت‌های شهری گامی اساسی برای افزایش کارایی انرژی و برخورداری از مزیت تراکم جمعیت است. به عبارتی بهبود زیرساخت‌های شهری از قبیل افزایش کیفیت ناوگان حمل و نقل عمومی از یک طرف باعث برخورداری از مزیت افزایش چگالی جمعیت می‌شود و از طرف دیگر اثرگذاری منفی شهرنشینی بر کارایی انرژی مصرفی را کاهش می‌دهد.

درآمد سرانه یکی از متغیرهای موثر بر الگوی مصرفی خانوارها است. به این صورت که هر چه میزان درآمد سرانه افزایش یابد، تقاضا برای وسایل دارای انرژی‌بری بالاتر افزایش می‌یابد. شواهد برای استان‌های ایران نشان می‌دهد که یک درصد افزایش درآمد سرانه باعث کاهش معنی‌داری در کارایی انرژی به اندازه ۰/۱۱۵ درصد در سطح خطای ۱۰ درصد می‌شود. در واقع اثر منفی درآمد سرانه بر کارایی انرژی، بر الگوی ناصحیح مصرف خانوارها دلالت می‌کند. همچنین بر اساس گزارش‌های ترازنامه انرژی، مصرف انرژی در بخش خانگی بیش از سایر بخش‌های اقتصادی است، به همین دلیل اصلاح الگوی مصرف خانوارها در بخش انرژی می‌تواند زمینه

[۱]. صرفه مقیاس به این معناست که با افزایش جمعیت زمینه استفاده از وسایل حمل و نقل عمومی فراهم می‌شود.

افزایش کارایی انرژی را فراهم آورد. اما افزایش درآمد سرانه در سایر استان‌ها $i \neq j$ اثر معنی‌داری بر کارایی انرژی در استان i ندارد.

جدول ۵: برآورد مدل دوربین فضایی (*SDM*)

	اثرات مستقیم		اثرات سرریز	
	ضریب	مقدار احتمال	ضریب	مقدار احتمال
عرض از مبدا	۰/۲۵۴	۰/۰۰۲		
صنعتی‌شدن	۰/۰۶۱۱	۰/۰۰۳	−۰/۳۱۰۲	۰/۰۰۰۲
شهرنشینی	−۰/۱۰۹	۰/۰۷۵	۰/۲۲۹	۰/۰۰۶
چگالی جمعیت	۰/۵۲۸	۰/۰۰	−۰/۰۸	۰/۰۱۶
درآمد سرانه	−۰/۱۱۵	۰/۰۷۳	−۰/۰۰۱۹	۰/۸۶۲
وقفه فضایی	۰/۱۱۹	۰/۰۰۴		

منبع: یافته‌های تحقیق

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

یکی از اهداف اصلی برای تمام اقتصادها، افزایش رفاه جامعه به واسطه رشد اقتصادی است. شهرنشینی به دلیل ساختارهای شهری نقش بسزایی را در کارایی انرژی دارد، هر چه ساختار شهری در وضعیت مطلوبی باشد، کارایی انرژی با توسعه شهرنشینی بهبود می‌یابد. مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های در سطح استانی برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ و تابع تولید ترانسلوگ ابتدا به برآورد کارایی انرژی می‌پردازد، و سپس با استفاده از مدل اقتصادسنجی فضایی به بررسی عوامل موثر بر کارایی انرژی پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از برآورد کارایی انرژی نشان می‌دهد که استان بوشهر دارای بیشترین کارایی انرژی مصرفی معادل با ۴۱ درصد، و استان ایلام دارای کمترین کارایی انرژی مصرفی معادل با ۱۶ درصد است، و این ناشی از واقعیتی است که هر چه استان‌ها بر فعالیت‌های دارای ارزش افزوده بالا متمرکز باشند، کارایی انرژی افزایش می‌یابد، در واقع تولید در استان ایلام نسبتا پایین است. نتایج اقتصادسنجی فضایی نشان می‌دهد که نوعی اثرات سرریز مثبت کارایی انرژی بین استان‌ها وجود دارد، و اثرات مستقیم توسعه صنعت، افزایش شهرنشینی، چگالی جمعیت و درآمد سرانه بر کارایی انرژی به ترتیب ۰/۰۶۱۱، ۰/۱۰۹−، ۰/۵۲۸ و ۰/۱۱۵− است و اثرات توسعه صنعت، شهرنشینی و چگالی جمعیت در سایر استان‌ها بر کارایی انرژی استان i به ترتیب برابر با ۰/۳۱−، ۰/۲۲۹ و ۰/۰۸− است. بنابراین بهبود تکنولوژی تولید در بخش صنعت و

توسعه بنیادی آن مبتنی بر مزیت نسبی مناطق عاملی برای بهبود اثر مستقیم و سرریز صنعتی‌شدن بر کارایی انرژی است. اما اثر منفی شهرنشینی ناشی از عدم توانایی سیاست‌گذاران در جهت بهره‌برداری صحیح از مزیت‌های شهرنشینی در سال‌های اخیر به واسطه صرفه مقیاس است. برای بهبود اثرگذاری چگالی جمعیت بر کارایی انرژی، توسعه زیرساخت‌های حمل و نقل از اهمیت بالایی برخوردار است. بنابراین به طور کلی بهبود تکنولوژی تولیدی بخش صنعت، بهبود زیربناهای شهری در جهت بهره‌مندی از صرفه مقیاس شهری، توسعه و افزایش کیفیت ناوگان حمل و نقل عمومی و اصلاح الگوی مصرف انرژی خانوارها گامی مهم در جهت افزایش کارایی انرژی و بهره‌مندی بیشتر از مزایای توسعه و رشد اقتصادی است.

منابع و مآخذ

۱. ابراهیمی، محسن. سالاریان، محمد. و حاجی میرزایی، محمدعلی (۱۳۸۷). "بررسی مکانیسم‌های اثرگذاری درآمد نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت از دیدگاه بلای منابع طبیعی". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی **۵**(۱۶): ۱۵۶-۱۳۱.

۲. شهابی‌نژاد، وحید (۱۳۹۵). "اندازه‌گیری کارایی و پتانسیل صرفه‌جویی در مصرف انرژی در کشورهای آسیا: تحلیل مرزی تصادفی". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی **۱۲**(۴۹): ۲۲۴-۲۰۱.

۳. کریمی، زهرا. و کشاورزی، رحمان (۱۳۹۰). "توان اشتغال‌زایی بخش صنعت در ایران". ماهنامه سیاسی اقتصادی **۲۸۵**: ۲۷۱-۲۵۰.

۴. کفایی، محمدعلی. و آقائیان وش، پریا (۱۳۹۵). "برآورد و مقایسه کارایی انرژی در بخش‌های اقتصادی ایران". فصلنامه اقتصاد و الگوسازی **۷**(۲۷): ۱۲۲-۹۷.

۵. کفایی، محمدعلی. و آقائیان وش، پریا (۱۳۹۶). "شناسایی عوامل موثر بر کارایی انرژی بخشی در اقتصاد ایران". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی **۱۳**(۵۲): ۳۴-۱.

۶. کفایی، محمدعلی. و خسروی، عاطفه (۱۳۹۵). "برآورد کارایی انرژی در استان‌های ایران به روش تابع مرزی تصادفی". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی **۱۲**(۵۰): ۱۲۸-۱۰۱.

۷. گراوند، سهراب. مهرگان، نادر. صادقی، حسین. و ملکشاهی، مجتبی (۱۳۹۲). "ارزیابی کارایی انرژی در صنعت پتروشیمی کشور". سیاست‌گذاری اقتصادی **۵**(۱۰): ۷۴-۵۷.

8. Adams, B. (2008). *Green Development: Environment and Sustainability in a Developing World*, London, Routledge Press.
9. Adom, P. K. Amakye, K. Abrokwa, K. K. & Quaidoo, C. (2018). "Estimate of Transient and Persistent Energy Efficiency in Africa: A Stochastic Frontier Approach". Energy Conversion and Management **166**: 556-568.
10. Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1995). "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data". Empirical Economics **20**(2): 325-332.
11. Breheny, M. (2001). "Densities and Sustainable Cities: the UK Experience". In: Echinique, M. Saint, A. (Eds.) *Cities for the New Millennium*, London, Spon Press.
12. Burgess, R. (2000). "The Compact City Debate: a Global Perspective". Compact Cities: Sustainable Urban Forms for Developing Countries 9-24.
13. Burton, E. (2000). "The Compact City: Just or Just Compact? A Preliminary Analysis". Urban Studies **37**(11): 1969-2006.

14. Capello, R. &Camagni, R. (2000). "Beyond Optimal City Size: an Evaluation of Alternative Urban Growth Patterns". Urban Studies **37**(9): 1479-1496.
15. Chenery, H. Robinson, S. and Syrquin, M. (1986). *Industrialization and Growth* (p. 175), New York, Oxford University Press.
16. Fan, Y. Liu, L. C. Wu, G. & Wei, Y. M. (2006). "Analyzing Impact Factors of CO2 Emissions using the STIRPAT Model". Environmental Impact Assessment Review **26**(4): 377-395.
17. Jones, D. W. (1991). "How Urbanization Affects Energy-Use in Developing Countries". Energy Policy **19**(7): 621-630.
18. Kaldor, N. (1966). *Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom: an Inaugural Lecture*, London, Cambridge University Press.
19. Kopidou, D. Tsakanikas, A. Diakoulaki, D. Common (2016). "Common Trends and Drivers of CO2 Emissions and Employment: a Decomposition Analysis in the Industrial Sector of Selected European Union Countries". Journal of Cleaner Production **112**: 4159-4172.
20. Lewis, W. A. (1954). "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour". The Manchester School **22**(2): 139-191.
21. Lewis, W. A. (1980). "The Slowing Down of the Engine of Growth". The American Economic Review **70**(4): 555-564.
22. LI, K. Fang, L. and He, L. (2018). "How Urbanization Affects China's Energy Efficiency: A Spatial Econometric Analysis". Journal of Cleaner Production **200**: 1130-1141.
23. Lin, B. and Long, H. (2015). "A Stochastic Frontier Analysis of Energy Efficiency of China's Chemical Industry". Journal of Cleaner Production **87**: 235-244.
24. Lin, B. and Wang, X. (2014). "Exploring Energy Efficiency in China′s Iron and Steel Industry: A Stochastic Frontier Approach". Energy Policy **72**: 87-96.
25. Lin, B. and Yang, L. (2013). "The Potential Estimation and Factor Analysis of China′s Energy Conservation on Thermal Power Industry". Energy Policy **62**: 354-362.
26. Liu, J. Cheng, Z. and Zhang, H. (2017). "Does Industrial Agglomeration Promote the Increase of Energy Efficiency in China?". Journal of Cleaner Production **164**: 30-37.
27. Liu, W. and Lin, B. (2018). "Analysis of Energy Efficiency and its Influencing Factors in China's Transport Sector". Journal of Cleaner Production **170**: 674-682.

28. Mori, K. and Christodoulou, A. (2012). "Review of Sustainability Indices and Indicators: Towards a New City Sustainability Index (CSI)". Environmental Impact Assessment Review **32**(1): 94-106.
29. Otsuka, A. and Goto, M. (2015). "Estimation and Determinants of Energy Efficiency in Japanese Regional Economies". Regional Science Policy & Practice **7**(2): 89-101.
30. Pitt, M. M. and Lee, L. F. (1981). "The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry". Journal of Development Economics **9**(1): 43-64.
31. Xie, C. Bai, M. & Wang, X. (2018). "Accessing Provincial Energy Efficiencies in China's Transport Sector". Energy Policy **123**: 525-532.

The effect of urbanization and industrialization on energy efficiency in the provinces of Iran: The spatial econometric approach

Younes Goli[1]
Yousef Mehnatfar[2]*

Received: 15-01-2019 Accepted: 22-09-2019

Abstract
Increasing energy efficiency is an effective policy to reduce the negative externality of economic development. The study estimates and evaluates the factors affecting energy efficiency by using the data at the provincial level in Iran over a period from 2006 to 2015. The results of the stochastic frontier approach show that Bushehr and Ilam provinces have the highest and the lowest rate of efficiency equal to 0.41 and 0.16 respectively. The results of the spatial econometrics show that there is a positive spillover effect among the provinces in terms of energy efficiency. Also, the direct effects of industrialization and population density on energy efficiency are positive, but its spillover effect is negative. As another finding, the direct effects of urbanization and per capita income are negative, but the spillover effect of urbanization is positive and significant.

Keywords: Energy efficiency, Industrialization, Urbanization, Spatial econometric.
JEL Classification: C24, O13, O14, P28.

[1]- Ph.D of economic in Razi University
Email: younes.goli67@gmail.com
[2]- Assistant Professor of economics in Mazandaran University

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

بررسی بی‌ثباتی مالی با مداخله‌گری سیستم بانکی: رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

افسانه قاسمی[۱]
بیت الله اکبری مقدم[۲*]
حسین توکلیان[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۲۹

چکیده

به دلیل افزایش نقش و اهمیت عملکردی واسطه‌های مالی در ادبیات مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی و همچنین تاثیر به سزای آن در انتقال آثار سیاست‌های اقتصادی در این مقاله تلاش شده است که مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با مداخله‌گری سیستم بانکی مطابق با نظریه گرتلر و کارادای[۴] (۲۰۱۱) طراحی شود. نتایج حاصل از حل مدل و بررسی اثرات تکانه‌های مالی و پولی بر متغیرهای حقیقی، اسمی و بانکی اقتصاد حاکی از آن است که یک شوک مثبت تکنولوژی موجب می‌شود به تدریج تولید، مصرف و ارزش خالص واسطه‌های مالی افزایش و نرخ وام‌دهی بانک‌ها کاهش یابد و همچنین کاهش قابل توجهی در سرمایه بانک رخ دهد، چرا که بانک‌ها ترجیح می‌دهند به صندوق‌های ارزان‌تر از بانک مرکزی تکیه کنند. تکانه‌های مارک‌آپ دستمزد و قیمت، سبب کاهش تولید و دستمزد واقعی خواهد شد و تاثیر منفی روی سرمایه‌گذاری دارد و موجب کاهش سطح مصرف و کاهش تقاضا برای سپرده‌های بانکی و کاهش ارزش واسطه‌های مالی خواهد شد. اثر تکانه پولی بر میزان تولید اقتصاد و در نتیجه رشد اقتصادی اندک است و همچنین باعث کاهش میزان اشتغال، تورم و سرمایه‌گذاری خواهد شد. میزان تمایل به سپرده‌گذاری افزایش و نرخ سپرده‌گذاری کاهش می‌یابد و در نهایت تکانه مخارج دولت باعث می‌شود که سطح قیمت‌ها، دستمزدها، نرخ بهره اسمی و ارزش خالص واسطه‌های مالی افزایش یابد.

واژه‌های کلیدی: واسطه‌های مالی، مدل تعادل پویای تصادفی، تکانه‌های مالی، تکانه‌های پولی، بخش بانکی.

Keywors: Financial Intermediates, Dynamic Stochastic General Equilibrium, Financial Shocks, Monetary Shocks, Banking Sector.
JEL Classification: E62, E58, E32, E20, C11.

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی قزوین Afsaneh.ghasemi59@gmail.com
۲. استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی قزوین (نویسنده مسئول) akbari.beitollah@gmail.com
۳. استادیار، دانشگاه علامه طباطبائی tavakolianh@gmail.com

4. Gertler and Karadi (2011)

۱- مقدمه

بحران‌های مالی اخیر روشن ساخته است که اختلال در بازارهای مالی می‌تواند اثرات قابل ملاحظه‌ایی روی سیکل‌های تجاری پویا و هچنین روی مسیر رشد متوازن داشته باشد. در سال‌های اخیر، ارتباط بین بخش‌های واقعی و مالی نادیده گرفته شده است. بیشترین مقالات در مورد اصطکاک مالی و نقش بخش بانکی در فعالیت‌های کلان اقتصادی مربوط به برنانکه و همکاران[1] (۱۹۹۹) می‌باشد که روی محدودیت‌های بازارهای اعتبارات، قرض‌گیرندگان غیر مالی و رفتار واسطه‌های مالی عمدتاً به عنوان یک پوشش‌دهنده تاکید می‌کنند. همچنین مقالات متفاوت دیگری در زمینه وجود بخش بانکی در مدل‌های تعادل عمومی پویا دیده می‌شود مانند گود فرند و مک‌کالم[2] (۲۰۰۷)، کوردیا و وودفورد[3] (۲۰۱۰) و گرالی و همکاران[4] (۲۰۱۰)، که عمدتاً جالب و قابل توجه بودند اما نیاز به محاسبات پیچیده و زمان‌بر داشتند. آن‌ها در تحقیقات خود نشان دادند که چشم پوشی کردن از تفاوت نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت می‌تواند منجر به اشتباهات سیاسی جبران‌ناپذیری شود. آن‌ها در مدل‌های پویای تصادفی خود دو جزء اخلال در نظر می‌گرفتند، یکی این‌که وام‌دهی یک فعالیت هزینه‌بر است و دیگر این‌که واسطه‌های مالی، قدرت تمایز بین قرض‌کنندگانی که وام‌های آن‌ها نکول شده و کسانی که آن‌ها را پرداخت خواهند کرد را ندارند، بنابراین میزان وام را برای هر دو گروه یکسان و با شرایط مشابه در نظر می‌گرفتند. پژوهش حاضر بر آن است که از روش اسمتس و وترس[5] (۲۰۰۷) به عنوان مدل پایه استفاده نماید و سپس بخش واسطه‌های مالی (بانک) را مطابق نظریه گرتلر و کارادای وارد مدل کند. بانک‌ها به عنوان واسطه‌های مالی سپرده‌های در دست مردم را جمع می‌کنند و با توجه به الزامات استفاده از سرمایه مکفی، وام‌های مربوط به بخش خصوصی را تامین می‌نمایند. در این‌جا واسطه‌های مالی به عنوان منبع اصطکاک‌های مالی هستند. در نظر گرفتن این ویژگی اخیر بسیار جالب توجه خواهد بود زیرا اصطکاکات مالی ناشی از بخش واسطه‌گری مالی، منشا ناآرامی‌های مالی اخیر به شمار می‌رود. این امر توسط گالاتی و مویسنر[6] (۲۰۱۱) نشان داده شده است. مشکلی که در این جا با آن مواجه

1. Bernankeh (1999)
2. Goodfriend and Mccallum (2007)
3. Curdia and Woodford (2010)
4. Gerali (2010)
5. Smets and Wouters (2007)
6. Galati and Moessner (2011)

خواهیم شد در دو بخش قابل توصیف می‌باشد، اولاً نرخ وام دهی و پرداخت تسهیلات از نرخ بهره بدون ریسک متفاوت می‌باشد. در واقع نرخ بهره بدون ریسک همان نرخ بهره اسناد خزانه یا اوراق قرضه کوتاه‌مدت دولتی می‌باشد که متناسب با نرخ تورم تعیین شده است و در نظام مالی بدون ربا همان نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری بانک‌های دولتی ایران می‌باشد که از جهت داشتن پشتوانه دولتی در پرداخت اصل سپرده و سود تخصیصی، کارکردی مشابه نرخ بهره اسناد خزانه و اوراق قرضه دولتی در نظام مالی سنتی دارد و دوم محدودیت توانایی واسطه‌های مالی برای جمع‌آوری سپرده‌های مردم و دادن وام به بخش خصوصی است. بنابراین، واسطه‌های مالی نقش بسیار مهمی در ایجاد شوک‌های اقتصادی دارند. با این وجود، تحقیقات به منظور بررسی بی‌ثباتی مالی در مدل‌های DSGE هنوز ادامه دارد. این مقاله، به بررسی موضوع بی‌ثباتی مالی با مداخله‌گری سیستم بانکی با استفاده از روش DSGE می‌پردازد. شایان ذکر است که این موضوع کاربردی و از دغدغه‌های مطرح در اقتصاد ایران است. نوآوری مطالعه حاضر بسط مدل‌های اقتصادی موجود مبتنی بر واقعیت‌های اقتصاد ایران و همچنین وارد کردن بخش بانکی به عنوان بخش مستقل و بر اساس واقعیت‌ها و محدودیت‌های اقتصادی و نظام بانکی ایران می‌باشد. همچنین در این مقاله برای ایجاد شباهت به اقتصاد ایران بخش نفت به صورت مجزا وارد مدل پایه شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

با توجه به اهمیت نقش بخش مالی در شکل‌گیری نوسانات اقتصادی، بخش مهمی از مطالعات اخیر به این مهم پرداخته است. تمرکز اصلی این مطالعات بررسی اهمیت اصطکاک مالی در بازارهای اعتباری در ادوار تجاری است. تفاوت این مطالعات در رویکرد آن‌ها برای توضیح چگونگی انتقال شوک‌ها از طریق بخش مالی به متغیرهای حقیقی اقتصاد است. در واقع مدل‌های نیوکینزی بخش مالی را به عنوان واسطه‌گر مالی وارد مدل‌های کلان نموده‌اند:

۱-۲- مدل برنانکه و گرتلر[1] (۱۹۸۹)

کانال ترازنامه‌ای بر اثر بالقوه سیاست پولی بر وضعیت مالی وام‌گیرندگان و ثروت خالص آن‌ها متمرکز می‌شود. یعنی این کانال به طور مستقیم با موقعیت قرض‌گیرنده ارتباط پیدا می‌کند، به بیانی دیگر، بر طبق اثر ترازنامه‌ای هر اندازه قدرت مالی قرض‌گیرنده بیشتر باشد، به همان اندازه صرف تأمین مالی خارجی برای وی کمتر خواهد بود. سیاست پولی بر اساس رویکرد ترازنامه‌ای نه فقط بر نرخ‌های بهره اثرگذار است، بلکه به صورت مستقیم بر موقعیت مالی قرض‌گیرندگان مؤثر است. یک سیاست پولی انقباضی قرض‌گیرندگان را از دو کانال ترازنامه‌ای ضعیف‌تر می‌نماید. اولاً، از آن‌جا که اغلب قرض‌گیرندگان دارای بدهی‌های کوتاه‌مدت یا بدهی‌های با نرخ‌های شناور هستند، افزایش نرخ‌های بهره که در نتیجه سیاست پولی انقباضی رخ می‌دهد، مستقیماً هزینه‌های بهره‌ای آن‌ها را افزایش می‌دهد و بنابراین، جریان‌های نقدی انتظاری کاهش و خالص ثروت آن‌ها کاهش می‌یابد. بدین ترتیب، موقعیت مالی آن‌ها ضعیف‌تر می‌گردد. دوماً، افزایش نرخ‌های بهره به عنوان اثر مستقیم سیاست پولی انقباضی با کاهش ارزش دارایی‌های نقدشونده بنگاه‌ها همراه است.

۲-۲- مدل برنانکه و گرتلر (۱۹۹۹)

کانال وام‌دهی بانکی بر نقش خاصی که بانک‌ها در کاهش مشکلات اطلاعات نامتقارن و ناقص در بازار اعتبارات بازی می‌کنند، تأکید می‌ورزد. این کانال، همچنین، به فراهم آوردن منابع مالی برای وام‌گیرندگان نظیر خانوارها و بنگاه‌های کوچک که به شدت وابسته به وام‌های بانکی هستند، می‌پردازد. بانک‌ها که اغلب منبع اصلی اعتبارات در بسیاری از کشورها و عموماً کشورهای با نظام مالی بانک محور هستند، در غلبه بر مشکلات اطلاعاتی و سایر مشکلات بازار سرمایه تخصص پیدا می‌کنند. حال اگر در عرضه اعتبار اخلال ایجاد گردد، قرض‌گیرندگان وابسته به بانک‌ها نظیر بنگاه‌های کوچک و متوسط به ظاهر از اخذ تسهیلات دست برمی‌دارند ولی در عمل با تحمل هزینه بالاتر، منابع اعتباری جدید دریافت می‌کنند. پس کاهش در اعتبار بانکی صرف تأمین مالی خارجی را افزایش می‌دهد و فعالیت‌های واقعی اقتصاد را کاهش می‌دهد.

---

[1]. Bernankeh and Gertler (1989)

۲-۳- مدل گرتلر و کیوتاکی[1] (۱۹۷۹)

اصطکاک مالی از سوی واسطه مالی ایجاد شده و هیچ‌گونه شوک مالی بر اقتصاد وارد نمی‌کند. بانک‌ها در این مدل سپرده‌های خانوار و یا وجوه بین بانکی را به منظور اعطای تسهیلات دریافت می‌کنند، جزء اصلی این مدل زمانی پدید می‌آید که در پایان هر دوره بانک‌دار بخشی از سپرده‌های خود را برای خانوار خود واریز کند، چنان‌چه یک بانک‌دار این وجوه را برای منافع شخصی خود واریز کند، طلبکاران تنها بخشی از سپرده خود را از بانک می‌توانند بگیرند که این امر باعث ایجاد اصطکاک مالی می‌شود. این در حالی است که در مدل استاندارد ادوار تجاری، چنین امکانی وجود ندارد و مدل‌ها نمی‌توانند کاهش متغیرهای کلی اقتصاد کلان را در طی بحران شرح دهند.

۲-۴- مطالعات انجام شده در داخل

مشیری و همکاران (۱۳۹۰) در قالب یک مدل تعادل عمومی به بررسی اثرات سیاست‌های مالی در ایران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که میزان تسلط مالی در ایران ۷۷ درصد است که نشان از درجه پایین استقلال بانک مرکزی در ایران دارد. این تحلیل بر اساس میزان پولی کردن بدهی‌های دولتی و بر اساس روش بیزین انجام گرفته است.

شاه حسینی و بهرامی (۱۳۹۲) یک مدل استاندارد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی با در نظر گرفتن اثرات شوک بخش بانکی به عنوان واسطه مالی برای اقتصاد ایران طراحی و اثرات شوک‌های نفتی، بهره‌وری و شوک پولی بر متغیرهای حقیقی، اسمی و بانکی اقتصاد را بررسی کردند. نتایج حاصل از شبیه‌سازی اثرات شوک پولی در سناریوی وجود مطالبات معوق در سیستم بانکی دلالت بر کاهش اثرگذاری شوک پولی در جهت مقابله با نوسانات اقتصادی دارد. مطالبات معوق به صورت ثابت و برون‌زا در نظر گرفته شده است در حالی که در دوران رکود میزان آن افزایش و در دوران رونق کاهش می‌یابد.

مهرگان و دلیری (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به برآورد بیزی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با بخش‌های مالی و بانکی برای ایران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که بانک‌ها به دلیل

---

[1]. Gertler and Kyotaki (1979)

عدم توانایی در تعدیل نرخ سود پس از بروز شوک پولی قادر به تسهیل فرآیند انتقال پولی در اقتصاد ایران نیستند و بدین ترتیب شوک‌های پولی سبب کاهش سپرده‌گذاری در بانک‌ها و کاهش تقاضا برای وام خواهد شد.

مهرگان و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی DSGE برای داده‌های فصلی ۱۳۸۹:۴-۱۳۶۸:۱ نشان دادند که افزایش رقابت در بخش‌های سپرده و وام سبب افزایش تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و اشتغال خواهد شد، هرچند که در هر دو بخش، افزایش رقابت، مطلوبیت مصرف‌کنندگان و سود تولیدکنندگان را افزایش می‌دهد، اما در کل متغیرهای اقتصادی به افزایش رقابت در بخش وام حساسیت بالاتری در مقایسه با افزایش رقابت در بخش سپرده دارند.

احمدیان (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به مدل‌سازی هجوم بانکی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران پرداخته است. وی با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزی به بررسی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تولید، تورم و متغیرهای بانکی به شوک‌های برداشت ناگهانی سپرده و افزایش بدهی به بانک مرکزی پرداخته است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد، برداشت ناگهانی سپرده‌ها توسط خانوار باعث کاهش قدرت وام‌دهی بانک‌ها و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری و تولید می‌شود. از نتایج دیگر این مطالعه این بود که افزایش بدهی به بانک مرکزی باعث افزایش نرخ سود سپرده و عرضه اعتبارات می‌شود و در نتیجه تأمین مالی تولید افزایش خواهد یافت.

حیدری و ملابهرامی (۱۳۹۶) به مطالعه آزمون تئوری شتاب دهنده مالی برنانکه و همکاران (۱۹۹۹) برای اقتصاد ایران پرداختند. آن‌ها با در نظر گرفتن یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید با بخش‌های مالی و مقایسه آن با مدل تعادل عمومی بدون حضور بخش مالی برای داده‌های فصلی از اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۱ به این نتیجه رسیدند که، مدل پیشنهادی دارای قابلیت برازش بهتری نسبت به مدل پایه است. بر اساس توابع ضربه واکنش، اثر شوک نرخ سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد در چارچوب مدل پیشنهادی نسبت به مدل پایه بزرگ‌تر و پایدارتر است و تعدیل اثرات شوک‌ها در مدل پیشنهادی به زمان بیشتری نیاز دارد. لذا تئوری شتاب‌دهنده مالی در اقتصاد ایران مورد تأیید قرار می‌گیرد.

۵-۲- مطالعات انجام شده در خارج

گود فرند و مک کالوم[1] (۲۰۰۷) یک بخش بانکی که دارایی‌هایی با بازده‌های متفاوتی ایجاد می‌کند را مدل‌سازی کردند. فعالیت عمده این بانک تولید وام و سپرده بانکی و اوراق قرضه بدون ریسک می‌باشد. وام در این مدل بستگی به میزان وثیقه و هزینه نظارت وام دارد. در این مدل دو شوک مالی وجود دارد که یکی باعث افزایش بهره‌وری تسهیلات و دیگری وثیقه سرمایه در ایجاد تسهیلات می‌باشند. تحقیقات آن‌ها نشان داد که با کارگیری پول و بانک در مدل می‌توان در حالت باثبات، متغیرهای کلی نظیر ساعات کاری، نسبت خروجی سرمایه، هزینه تامین مالی وثیقه و نرخ بهره را با داده‌های قابل مشاهده در امریکا تطبیق داد.

دیب[2] (۲۰۱۰) در مقاله خود چارچوب خردی را ارائه نموده که در آن بخش بانکی در مدل DSGE وارد شده است. سپس با استفاده از مدل، نقش و اهمیت رفتار سیستم بانکی و شوک‌های مالی را در ادوار تجاری آمریکا بررسی نموده است. رفتار سیستم بانکی در دو حوزه ارائه خدمات بانکی و انتقال وجوه در بازار بین بانکی بررسی شده است. نتایج بررسی نشان می‌دهد که وجود سیستم بانکی به عنوان واسطه مالی در کاهش نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی در مواجهه با شوک‌های پولی، بانکی و تکنولوژی تاثیر به سزایی دارد.

گرتلر و کیوتاکی[3] (۲۰۰۹) نشان دادند که وجود اصطکاک‌های مالی هیچ تاثیری روی متغیرهای کلان اقتصادی ندارد. بانک‌ها در این مدل سپرده‌های خانوارها و یا وجوه بین بانکی را به منظور اعطای تسهیلات دریافت می‌کنند. چنان‌چه یک بانک‌دار در انتهای دوره وجوه را برای منافع شخصی خود واریز کند طلبکار بخشی از سپرده خود را دریافت می‌کند. آن‌ها دریافتند که شوک منفی کیفیت سرمایه باعث ایجاد اصطکاک مالی و ایجاد رکود عمیق در ایالات متحده می‌شود.

بکیروز و همکاران[4] (۲۰۱۶) با در نظر گرفتن نقش بانک‌ها به عنوان واسطه‌های مالی نشان دادند که مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر زمانی (TVP_VAR) همراه با جملات خطای همسان واریانس و ناهمسان واریانس در قالب مدل حالت فضا بهترین پیش‌بینی خارج نمونه‌ای برای GDP و ارزش خالص واسطه‌های مالی در همه افق‌های زمانی رو به جلو دارد، در حالی که

---

1. Goodfriend & Mccallum (2007)
2. Dib (2010)
3. Gertler and Kiotaki (2009)
4. Bekiros (2016)

مدل های DSGE در پیش بینی تورم و نرخ وجوه فدرال در افق‌های زمانی کوتاه‌تر بهتر عمل خواهد کرد.

فدریکو جیری[1] (۲۰۱۸) نشان داد که افزایش در نکول بازپرداخت وام‌های بین بانکی می‌تواند سبب راکد ماندن پول در بازارهای پول و یا باعث انتقال نقدینگی به سمت بازار اوراق قرضه دولتی و کاهش اعتبارات بانکی شود. در این سناریو سیاست پولی استاندارد به دلیل تفکیک نرخ‌های بهره اعتباری و سیاسی بی‌اثر است و یک سیاست تکمیلی و درمانی ممکن است به کاهش ریسک نکول وام و انتقال ترجیحات مالی به سمت وام‌گیری از بازارهای بین بانکی موثر باشد.

ایرینا پالیک[2] (۲۰۱۸) نشان داد که پس از بحران وام مسکن اخیر که به بحران مالی جهانی تبدیل شده است، ارزیابی رابطه سیاست پولی و قیمت‌های خانه به موضوع قابل اهمیت تبدیل شده است. به این منظور او به بررسی تطبیق شوک سیاست پولی در مدل تعادل انعطاف‌پذیر همراه با واسطه‌های مالی برای کشور کرواسی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخت. او پس از تخمین مدل تعادل عمومی پویای تصادفی به تخمین مدل VAR نیز برای کشور کرواسی پرداخت. او نشان داد که در هر دو مدل، شوک سیاست پولی تأثیر مثبت اندکی بر نرخ بهره و تأثیر منفی بر قیمت خانه‌ها و شکاف تولید دارد. او نشان داد که تاثیر تجربی شوک سیاست پولی به طور مناسب نشان‌دهنده تأثیر شوک پولی در مدل DSGE با واسطه‌های مالی است.

جین و همکاران[3] (۲۰۱۸) از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با لحاظ اصطکاک مالی استفاده کردند، آن‌ها نشان دادند که برای کاهش شوک‌های ناشی از تامین مالی وام‌ها می‌توان از سیاست‌های پولی غیر متعارف به عنوان سیاست پولی موقت استفاده کرد. این سیاست‌های موقت دارای دو اثر عمده و اصلی هستند. همان‌طور که در ادبیات موضوع بیان شده است، اولاً با افزایش شتاب در وام‌دهی در شرایط کمبود وام، عواقب ناشی از شوک‌های مالی کاهش می‌یابد. ثانیاً به عنوان یک اقدام سیاسی طول مدت دوره اشباع وام را افزایش می‌دهد.

---

1. Federico Giri (2018)
2. Irena Palic (2018)
3. Jean (2018)

۳- روش تحقیق و معرفی الگو

هدف از پژوهش حاضر، طراحی الگوی کاربردی در قالب مدل‌های اقتصاد کلان جدید به منظور بررسی بی‌ثباتی مالی با مداخله‌گری سیستم بانکی برای اقتصاد ایران است. داده‌های استفاده شده در این پژوهش داده‌های فصلی Q۱ ۱۳۷۸ تا Q۴ ۱۳۹۶ بر اساس حداکثر اطلاعات موجود است که با استفاده از نرم‌افزار ایویوز نسخه ۹[1] و فیلتر هودریک پرسکات با احتساب ۶۷۷= λ روندزدایی خواهد شد. متغیرهای مورد استفاده در مدل شامل تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، تورم، نقدینگی، نرخ سود کوتاه‌مدت بانکی، دستمزد، میزان اشتغال و ارزش خالص واسطه‌های مالی و قیمت نفت می‌باشد. تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی و انحراف از وضعیت پایدار می‌باشند. در این الگو، ارزش اسمی تولید ناخالص داخلی، مصرف، سرمایه‌گذاری و ارزش خالص واسطه‌های مالی بر میزان جمعیت و شاخص تعدیل کننده GDP تقسیم شده است. از طرفی دستمزدهای واقعی نیروی کار نیز بر شاخص تعدیل کننده GDP تقسیم شده است. برای محاسبه نرخ تورم از تفاضل لگاریتم شاخص تعدیل کننده GDP استفاده شده است. نرخ بهره به صورت فصلی است و سایر متغیرها به صورت لگاریتمی می‌باشد.

مدل طراحی شده در این مطالعه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در چارچوب تئوری کینزین‌های جدید است. این مدل دارای بخش خانوار، تولیدکنندگان، بخش بانکی، دولت و بانک مرکزی است. بخش خانوار تابع مطلوبیت تنزیل شده انتظاری‌اش را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای حداکثر می‌نماید. بنگاه‌های تولیدی به دنبال حداقل‌سازی تابع هزینه تولید هستند و بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در چارچوب تئوری چسبندگی قیمت کالو به قیمت‌گذاری می‌پردازد. بخش بانکی برای حداکثرسازی تابع سود انتظاریشان، تصمیمات خود را در تعیین نرخ‌های بهینه میزان سپرده، وام، تعیین سود سپرده و تسهیلات در دو بخش خانوار و بنگاه در ساختاری رقابتی اتخاذ می‌نمایند. سرانجام، دولت و بانک مرکزی با قید بودجه بین دوره‌ای مواجه هستند.

---

[1]. Eviews 9

۱-۳- بخش خانوار

در چارچوب تصمیم‌گیری بهینه بخش خانوار طی ادوار زندگی، عامل نماینده به دنبال حداکثرسازی تابع مطلوبیت انتظاری تنزیل شده است:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^s \left[\frac{1}{1-\sigma_c}(C_{t+s}(j) - \lambda C_{t+s-1})^{1-\sigma_c}\right] \exp\left(\frac{\sigma_c-1}{1+\sigma_l} L_{t+s}(j)^{1+\sigma_l}\right) \quad (۱)$$

با توجه به قید زیر:

$$\text{s.t } C_{t+s}(j) + L_{t+s}(j) + \frac{B_{t+s}(j)}{\varepsilon_t^b R_{t+s} P_{t+s}} - T_{t+s} \leq \frac{B_{t+s-1}(j)}{P_{t+s}} + \frac{W_{t+s}^h(j)}{P_{t+s}} + z\frac{R_{t+s}^K Z_{t+s}(j) K_{t+s+j}}{P_{t+s}} - a(Z_{t+s}(j)K_{t+s-1}(j) + \frac{D_i v_{t+s}}{P_{t+s}} \quad (۲)$$

که در آن برای هر خانواده jام $C_t(j)$، مصرف خانوار، $L_t(j)$ نیروی کار، $B_t(j)$ اوراق قرضه، $I_t(j)$ سرمایه‌گذاری و $Z_t(j)$ تشکیل سرمایه می‌باشد. معادله حجم سرمایه به صورت زیر است:

$$K_t(j) = (1-\delta)_{t-1}(j) + \varepsilon_t^i[1 - S\left(\frac{I_t(j)}{I_{t-1}(j)}\right)]I_t(j) \quad (۳)$$

که در آن δ نرخ استهلاک، S تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری با $S(\gamma) = 0, S'(\gamma) = 0, S''(.) > 0$، K_t حجم سرمابه و ε_t^i شوک تصادفی قیمت سرمایه نسبت به کالاهای مصرفی است. حجم سرمایه‌ای که خانوارها از بنگاه‌ها اجاره می‌کنند عبارت است از:

$$K_t^s(j) = Z_t(j)K_{t-1}(j) \quad (۴)$$

که درآن درآمد حاصل از اجاره خدمات سرمایه‌ای $R_t^k Z_t(j)K_{t-1}(j)$ و هزینه تغییر نرخ تشکیل سرمایه $P_t a Z_t(j)K_{t-1}(j)$ می‌باشد. شرط مرتبه اول تصمیمات خانوار برای مصرف؛ اوراق قرضه، ساعات کاری، سرمایه‌گذاری و نرخ تشکیل سرمایه به صورت زیر خواهد بود:

$$(\partial C_t) \quad \lambda_t = \exp\left(\left(\frac{\sigma_c-1}{1+\sigma_c} L_t(j)^{1+\sigma_l}\right)(C_t - \lambda C_{t-1})^{-\sigma_c}\right) \quad (۵)$$

$$(\partial L_t) \quad \left[\frac{1}{1-\sigma_c}(C_t - hC_t)^{1-\sigma_c}\right] exp_t = \exp\left(\left(\frac{\sigma_c-1}{1+\sigma_c} L_t^{1+\sigma_l}\right)(\sigma_c - 1)L_t^{\sigma_l} = -\lambda_t \frac{W_t^h}{P_t}\right) \quad (۶)$$

$$(\partial I_t) \quad \lambda_t = \lambda_t^k \varepsilon_t^i [1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\left(\frac{I_t}{I_{t+1}}\right) + \beta E_t [\lambda_{t+1}^k \varepsilon_{t+1}^i S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 \quad (۷)$$

$$(\partial B_t) \quad \lambda_t = \beta \varepsilon_t^b R_t E_t [\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}] \quad (۸)$$

$$(\partial K_t) \quad \lambda_t^k = \beta E_t \left[\lambda_{t+1}\left(\frac{R_{t+1}^k}{P_{t+1}} Z_{t+1} - \alpha(Z_{t+1})\right) + \lambda_{t+1}^k (1-\delta)\right] \quad (۹)$$

$$(\partial U_t) \quad \frac{R_t^k}{P_t} = \alpha'(Z_t) \quad (۱۰)$$

۲-۳- بنگاه‌های تولیدی

۱-۲-۳- تولید کنندگان کالاهای نهایی

مطابق با نظریه کیم بال[1] (۱۹۹۵)، کالای نهایی Y_t از ترکیب کالاهای بهم پیوسته واسطه‌ای $Y_t(i)$ تشکیل شده است. تولیدکنندگان کالاهای نهایی، کالاهای واسطه‌ای را خریداری می‌کنند و آن‌ها را تبدیل به کالای نهایی می‌کنند و به مصرف‌کنندگان، سرمایه‌گذاران و دولت در یک بازار کاملاً رقابتی می‌فروشند و سود خود را به صورت زیر حداکثر می‌نمایند:

$$Max_{Y_t, Y_{t(i)}} P_t Y_t - \int_0^1 P_t(i)\, Y_t(i) di) \quad (۱۱)$$
$$s.t\, [\int_0^1 G\left(\frac{Y_t(i)}{Y_t}, \epsilon_t^p\right) = 1$$

جایی که P_t و $P_t(i)$ قیمت کالاهای نهایی و کالاهای واسطه‌ای هستند و G یک تابع اکیداً مقعر و افزایشی است که $G(1) = 1$ و ϵ_t^p منعکس‌کننده شوک وارد شده به تابع جمع‌گراست که منجر به تغییرات در کشش تقاضا و مارک آپ می‌شود، $\epsilon_t^p \in (0, \infty)$ و دارای فرآیند ARMA به صورت زیر می‌باشد، فرآیند MA به خاطر نوسانات بالا در میزان تورم در نظر گرفته شده است.

$$ln\epsilon_t^P = (1-\rho_P)\epsilon_t^P + \rho_P \epsilon_{t-1}^P - \theta_p \eta_{t-1}^P + \eta_t^P \quad \eta_t^P \sim N(0, \sigma_P) \quad (۱۲)$$

شرایط مرتبه اول با توجه به $Y_t(i)$ و Y_t به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_t(i) = Y_t G'^{-1} [\frac{P_t(i)}{P_t} \int_0^1 G\left(\frac{Y_t(i)}{Y_t}\right) \frac{Y_t(i)}{Y_t} di] \quad (۱۳)$$

---

[1]. Kimball (1995)

مطابق با کیم بال (۱۹۹۵) تابع تقاضا برای نهاده $Y_t(i)$ مطابق با قیمت‌های نسبی کاهشی است در حالی که کشش تقاضا تابع مثبتی از نسبت قیمت‌ها می‌باشد.

۲-۲-۳- تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای

تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای i از تکنولوژی زیر استفاده می‌کنند:

$$Y_t(i) = \epsilon_t^{\alpha} K_t^S(i)^{\alpha} [\gamma^t L_t(i)]^{1-\alpha} - \gamma^t \Phi \qquad (۱۴)$$

به طوری که $K_t^S(i)$ میزان سرمایه استفاده شده در تولید و $L_t(i)$ نیروی کار، Φ هزینه ثابت، γ^t نرخ رشد داخلی نیروی کار و ϵ_t^{α} بهره‌وری نیروی کار می‌باشد که به صورت زیر است:

$$ln\epsilon_t^P = (1-\rho_z)\epsilon_t^{\alpha} + \rho_z \epsilon_{t-1}^{\alpha} + \eta_t^{\alpha} \quad \eta_t^{\alpha} \sim N(0, \sigma_{\alpha}) \qquad (۱۵)$$

سود بنگاه به صورت زیر می‌باشد:

$$P_t(i)Y_t(i) - W_t L_t(i) - R_t^k K_t^S(i) \qquad (۱۶)$$

به طوری که W_t نرخ دستمزد اسمی و R_t^k نرخ اجاره می‌باشد، با حداقل‌سازی شرایط مرتبه اول داریم:

$$(\partial L_t(i)) \qquad \Theta_t(i)\gamma^{(1-\alpha)t}(1-\alpha)\epsilon_t^{\alpha} K_t^S(i)^{\alpha} L_t(i)^{-\alpha} = W_t \qquad (۱۷)$$

$$(\partial K_t^S(i)) \qquad \Theta_t(i)\gamma^{(1-\alpha)t}\alpha\epsilon_t^{\alpha} K_t^S(i)^{\alpha-1} L_t(i)^{1-\alpha} = R_t^K \qquad (۱۸)$$

به طوری که $\Theta_t(i)$ ضریب لاگرانژ تابع تولید می‌باشد و با هزینه نهایی mc_t برابراست.
و هزینه نهایی برابر است با:

$$mc_t = \alpha^{-\alpha}(1-\alpha)^{-(1-\alpha)} W_t^{(1-\alpha)} R_t^K \gamma^{-(1-\alpha)t} (\epsilon_t^{\alpha})^{-1} \qquad (۱۹)$$

تحت شرایط قیمت‌گذاری کالو با شاخص‌بندی جزئی داریم:

$$\max E_t \sum_{S=0}^{\infty} \zeta_P^S \frac{\beta^S \lambda_{t+s} P_t}{\lambda_t P_{t+s}} \left[P_t^{\sim}(i) \left(\Pi_{l=1}^{s} \pi_{t+l-1}^{l_p} \pi_*^{1-l_p} \right) - MC_{t+s} \right] Y_{t+s}(i) \quad (۲۰)$$

$$\text{s.t} \qquad Y_{t+s}(i) = Y_{t+s} G^{'-1} \left(\frac{P_t(i) X_{t,S}}{P_{t+s}} \tau_{t+s} \right) \quad (۲۱)$$

جایی که $P_t^{\sim}(i)$ قیمت جدید است و نرخ تورم به صورت زیر تعریف شده است $\pi_t =$ $\left[\frac{\beta^S \lambda_{t+s} P_t}{\lambda_t P_{t+s}}\right]$ و $\tau_t = \int_0^1 G\left(\frac{Y_t(i)}{Y_t}\right) \frac{Y_t(i)}{Y_t} di$ همان عامل تنزیل خانوارها می‌باشد. و $X_{t,s} =$ $\{\left(\Pi_{l=1}^{s} \pi_{t+l-1}^{l_p} \pi_*^{1-l_p}\right) \quad \text{for } s = 1, \dots \dots \dots, \infty$. شرایط مرتبه اول عبارت خواهد بود از:

$$Max E_t \sum_{S=0}^{\infty} \zeta_P^S \frac{\beta^S \lambda_{t+s} P_t}{\lambda_t P_{t+s}} Y_{t+s}(i) [X_{t,s} P_t^{\sim}(i) + (P_t^{\sim}(i) X_{t,s} - MC_{t+s}) \frac{1}{G''^{-1}(Z_{t+s})} \frac{G''(x_{t+s})}{G''(X_{t+s})}] = 0 \quad (۲۲)$$

جایی که در آن $X_t = G'^{-1}(Z_t)$ و $Z_t = \frac{P_t(i)}{P_t} \tau_t$ است و شاخص قیمت کل P_t برابر است با:

$$P_t = (1 - \zeta_P^S)(P_t(i) G'^{-1} \left[\frac{P_t(i) \tau_t}{P_{t-1}}\right] + \zeta_p \pi_{t+l-1}^{l_p} \pi_*^{1-l_p} P_{t-1} G'^{-1} [\frac{\pi_{t+l-1}^{l_p} \pi_*^{1-l_p} P_{t-1} \tau_t}{P_t}] \quad (۲۳)$$

۳-۳- بخش واسطه‌های مالی (بانکی)

واسطه‌های مالی وجوه را از خانوارها دریافت می‌کنند و به بنگاه‌های تولیدی و موسسات غیر مالی وام می‌دهند و در واقع آن‌ها هدایت‌کننده وجوه نقد از پس‌اندازکنندگان به تولیدکنندگان هستند. در این‌جا N_{jt} میزان ثروت یک بانک‌دار jام در دوره زمانی t می‌باشد، B_{jt+1} میزان سپرده‌هایی که بانک‌ها از خانوار جمع‌آوری می‌کنند و S_{jt} میزان تسهیلات است و Q_t قیمت نسبی آن‌ها می‌باشد. تراز واسطه مالی به صورت زیر است:

$$Q_t S_{jt} = N_{jt} + B_{jt+1} \quad (۲۴)$$

به سپرده‌های خانوار در دوره زمانی t نرخ بهره حقیقی R_{t+1} در زمان $t+1$ پرداخت می‌شود و موسسات مالی در هر دوره بازدهی معادل R_{k+1} به دست می‌آورند، R_{k+1} و R_{t+1} به صورت درون‌زا تعیین می‌شود. در طول هر دوره موجودی سرمایه تفاوت بین دریافتی‌ها و پرداختی‌ها بابت بدهی‌ها می‌باشد:

$$N_{jt} = Q_t S_{jt} + R_{t+1} B_{jt+1} \quad (۲۵)$$

$$N_{jt} = (R_{kt+1} - R_{t+1}) Q_t S_{jt} + R_{t+1} N_{jt} \quad (۲۶)$$

با حداکثرسازی ارزش انتظاری ثروت خانوار داریم:

$$MaxE_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i \beta^{i+1} \Lambda_{t,t+1+i} [(R_{kt+1+i} - R_{t+1+i}) Q_{t+i} S_{jt+1} \quad (۲۷)$$

$$s.t: \quad V_{jt} \geq \lambda Q_t \quad (۲۸)$$

λ درصدی از وجوه قابل دسترس از پروژه‌ها که توسط بانک‌دار به خانوارها انتقال می‌یابد، با کنار گذاشتن نسبتی از دارایی‌ها که توسط بانک‌دار از دست می‌رود قید فوق به صورت زیر قابل تعریف است:

$$V_{jt} = \upsilon_t Q_t S_{jt} + \eta_t N_{jt} \quad (۲۹)$$

به طوری که:

$$\upsilon_t = E_t\{(1-\theta)\beta\Lambda_{t,t+1}(R_{kt+1} - R_t) + \beta\Lambda_{t,t+1}\theta X_{t,t+1}\upsilon_{t+1}\} \quad (۳۰)$$

$$\eta_t = E_t\{(1-\theta) + \beta\Lambda_{t,t+1}\theta\, z_{t,t+1}\eta_{t+1} \quad (۳۱)$$

که در آن متغیر υ_t سود تنزیل شده انتظاری ناشی از گسترش دارایی‌ها معادل $Q_t S_{jt}$ به اندازه یک واحد است به شرط ثابت ماندن N_{jt} و η_t هم ارزش انتظاری تنزیل شده داشتن یک واحد N_{jt} به شرط ثابت نگه داشتن S_{jt} می‌باشد و $X_{t,t+i} = \frac{Q_{t+1}S_{jt+1}}{Q_t S_{jt}}$ نرخ رشد دارایی‌ها بین t و $t+1$ و $Z_{t,t+i} = \frac{N_{jt+1}}{N_{jt}}$ نرخ رشد ثروت خالص می‌باشد. با فرض وجود اصطکاک مالی در بازار مالی سرمایه وام‌دهی گسترش خواهد یافت تا جایی که $\upsilon_t = 0$ می‌شود. قید پیش رو موسسات مالی عبارت خواهد بود از:

$$\eta_t N_{jt} + \upsilon_t Q_t S_{jt} \geq \lambda Q_t S_{jt} \quad (۳۲)$$

اگر رابطه دو طرفه باشد دارایی‌های بانک رابطه مثبت با حجم سرمایه خواهد داشت به طوری که:

$$Q_t S_{jt} = \frac{\eta_t}{\lambda - \upsilon_t} N_{jt} = \phi_t N_{jt} \quad (۳۳)$$

به طوری که $\phi_t = \frac{\eta_t}{\lambda - \upsilon_t}$ نسبت دارایی‌های خصوصی به حجم سرمایه است. با ثابت ماندن N_{jt} و گسترش S_{jt} انگیزه بانک‌دار برای گسترش اهرم افزایش می‌یابد، در غیر این صورت گسترش دارایی‌ها برابر با هزینه‌ها است. اگر $N_{jt} \geq 0$ و $0 < \upsilon_t < \lambda$ باشد نسبت اهرمی در حال افزایش است. می‌توان نشان داد که ارزش خالص ثروت هر بانک‌دار برابر است با:

$$N_{jt+1} = [(R_{kt+1} - R_t)\phi_t + R_{t+1}]N_{jt} \quad (۳۴)$$

$$Z_{t,t+i} = \frac{N_{jt+1}}{N_{jt}} = (R_{kt+1} - R_t)\phi_t + R_{t+1} \quad (۳۵)$$

$$X_{t,t+1} = \frac{Q_{t+1}S_{jt+1}}{Q_t S_{jt}} = \left(\frac{Q_{t+1}}{Q_t}\right)\left(\frac{N_{jt+1}}{N_{jt}}\right) = (\frac{Q_{t+1}}{Q_t})Z_{t,t+1} \quad (۳۶)$$

بنابراین تقاضا برای کل واسطه‌های مالی را می‌توان از جمع تقاضای افراد مختلف بدست آورد:

$$Q_t S_t = \emptyset N_t \quad (۳۷)$$

جایی که S_t منعکس کننده کل دارایی مالی و N_t حجم کل سرمایه است. معادله حرکت سرمایه برای N_t برابر است با جمع ارزش خالص ثروت بانک‌دارهای قدیم و جدید که در معادله (۳۸) آمده است:

$$N_t = \frac{n_*^e}{n} N_t^e + \frac{n_*^n}{n} N_t^n \quad (۳۸)$$

ثروت خالص بانک‌دارها برابر است با درآمدهای به دست آمده از دارایی‌ها در دوره گذشته و نرخ رشد ثروت خالص آن که در معادله (۳۹) آمده است:

$$N_t^e = N_{t-1}^e + Z_t + e_t^n \quad (۳۹)$$

ارزش خالص بانک‌های جدید همان وجوه اولیه خانوارها می‌باشد که متعلق به درصدی از کل دارایی‌ها است که در معادله (۴۰) آمده است:

$$N_t^n = \xi lev_*(Q_t + K_t \quad (۴۰)$$

۳-۴- سیاست اعتباری

در قسمت‌های قبل نشان دادیم که چگونه ارزش کلی دارایی‌های خصوصی موسسات مالی تعیین می‌شود. با فرض این‌که بانک مرکزی مشتاق به دادن وام به موسسات مالی باشد کل وام اعطایی به موسسات مالی $Q_t S_t$ شامل دو بخش خصوصی $Q_t S_{pt}$ و دولتی $Q_t S_{gt}$ است:

$$Q_t S_t = Q_t S_{pt} + Q_t S_{gt} \quad (۴۱)$$

برای اداره کردن سیاست اعتباری، بانک مرکزی اوراق بدهی دولتی با نرخ بهره بدون ریسک منتشر می‌کند و با نرخ R_{kt+1} به موسسات مالی قرض می‌دهد. بانک مرکزی برای تامین مالی این فرآیند هزینه‌ای معادل t پرداخت می‌کند و چون معمولا به داشتن بدهی افتخار می‌کند در این خصوص هیچ مناقشه‌ای با موسسات مالی در تامین وجوه نقد از خانوارها نخواهد داشت. پس با این فرض بانک مرکزی قادر به تامین بدهی دولت از طریق دارایی‌های خصوصی است:

$$Q_t S_{gt} = \psi Q_t S_t \quad (۴۲)$$

که در آن ψ درصدی از بدهی‌های دولت که توسط بانک مرکزی تامین مالی می‌شود و اوراق قرضه دولتی $B_{gt} = \psi Q_t S_t$، درآمد خالص ناشی از واسطه‌گری مالی در زمان t با $(R_{kt+1} - R_t)B_{gt}$ برابر است. در نتیجه:

$$Q_t S_t = \phi N_t + \psi Q_t S_t = Q_{ct} N_t \quad (۴۳)$$

که در آن Q_t نسبت اهرمی دارایی‌های خصوصی و دولتی است به طوری که $Q_{ct} = \frac{1}{1-\psi_t} Q_t$ و Q_{ct} به طور مستقیم با سیاست‌های اعتباری در ارتباط است.

۳-۵- بخش نفت

با توجه به آن‌که که جریان تولید نفت عمدتاً به ذخایر نفتی یک کشور وابسته است و چندان با افزایش سرمایه و کار نمی‌توان آن را تغییر داد، تولید نفت به صورت برون‌زا تعیین می‌شود. همچنین از آن‌جا که قیمت نفت در بازارهای جهانی تعیین شده و سهمیه صادرات نفت ایران نیز

از طریق اوپک مشخص می‌شود، درآمدهای ارزی برون‌زای حاصل از صادرات نفت خام به شکل رابطه (۴۴) در قالب یک فرآیند خود رگرسیون مرتبه اول در نظرگرفته می‌شود که:

$$or_t = \rho_{or} or_{t-1} + (1-\rho_{or})\overline{or} + \varepsilon_{or,t} \qquad (۴۴)$$

که در آن or_t جریان درآمد حقیقی نفت در دوره t و $\overline{or}$ سطح باثبات جریان درآمدهای نفتی است. در واقع درآمدهای نفتی از محل صادرات نفت که در این مقاله فرض می‌شود مقدار ثابتی است و تمام نفت تولیدی صادر می‌شود و به قیمت‌هایی که در بازارهای جهانی نفت تعیین می‌شود به دست می‌آید. این درآمد که معمولاً به دلار برای کشور حاصل می‌شود، بر اساس نرخ ارزی که معمولاً در کشور ما به صورت برون‌زا توسط بانک مرکزی تعیین می‌گردد، به ریال تبدیل می‌شود. در این تحقیق درآمد نفتی به ریال در نظر گرفته شده است.

۶-۳- بانک مرکزی

در اینجا فرض می‌شود بانک‌ها قدرتی در انتخاب نرخ‌های بهره برای وام و سپرده ندارند و در اقتصاد مقدار نرخ بهره توسط شورای نظارتی همانند (شورای پول و اعتبار) بر اساس معادله تیلور انتخاب شده و در هر دوره به بانک‌ها ابلاغ می شود. البته نوع معادله تیلور در اقتصاد ایران به گونه‌ای در نظر گرفته می‌شود که با واقعیات اقتصاد بیشترین هماهنگی را داشته باشد. برای این کار فرض می‌شود که نرخ بهره به گونه‌ای رفتار خواهد کرد که با مقدار دوره قبل خود تفاوت چندانی ندارد، بنابراین امید ریاضی شرطی نرخ بهره در دوره t بسیار نزدیک به نرخ بهره در دوره گذشته خواهد بود. با توجه به فرض حاضر، تعدیلات صورت گرفته هر دوره‌ای برای نرخ بهره تنها به شوک‌های زودگذر بهره و نرخ تورم دوره گذشته مرتبط خواهد بود.

$$\frac{R_t}{R^*} = \left(\frac{R_{t-1}}{R^*}\right)^{\rho}\left[\left(\frac{\pi_t}{\pi^*}\right)^{r_\pi}\left(\frac{Y_t}{Y^*}\right)^{r_y}\right]^{1-\rho}\left(\frac{Y_t/Y_{t-1}}{Y_t^*/Y_{t-1}^*}\right)^{1-\rho}\varepsilon_t^r \qquad (۴۵)$$

۴- حل مدل

با بهینه‌یابی توابع هدف هر یک از کارگزاران فوق مجموعه روابط اقتصادی زیر به دست آمده است. سیستم معادلات تفاضلی غیر خطی تحت انتظارات عقلایی است که می‌توان با استفاده از

تکنیک تقریب، جواب مدل را در محدوده تقریب بصورت کاربردی محاسبه کرد. در این پژوهش، فرم لگاریتم خطی شده[۱] به صورت زیر است:

$$C_t = \frac{h_\gamma}{1+h_\gamma} C_{t-1} + \left(1 - \frac{h_\gamma}{1+h_\gamma}\right) E_t C_{t+1} + \frac{(\sigma_c - 1)\left(\frac{w_* l_*}{c_*}\right)}{1+h_\gamma}(l_t - E_t l_{t+1}) - 1 - \frac{1-h_\gamma}{\sigma_c(1+h_\gamma)}(r_t - E_t \pi_{t+1} + e_t^b) \quad (۴۶)$$

معادله (۴۶) معادله مصرف اولر می‌باشد. h نشان دهنده درجه عادات مصرفی مردم، γ نرخ رشد وضعیت یکنواخت و σ_c ضریب ریسک‌گریزی نسبی می‌باشد:

$$w = \frac{1}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}} w_{t-1} + \left(1 - \frac{1}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}}\right)(E_t w_{t+1} + E_t \pi_{t+1}) - \frac{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_w}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}} \pi_t + \frac{\iota_w}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}} \pi_{t-1} - \frac{(1+\xi_w \beta\gamma^{1-\sigma_c})(1-\xi_w)}{(1+\beta\gamma^{1-\sigma_c})\xi_w[(\phi_w - 1)e^w + 1]} \mu_t^w + e_t^w \quad (۴۷)$$

معادله (۴۷) مدل قیمت‌گذاری کالو با لحاظ چسبندگی دستمزدها می‌باشد، β عامل تنزیل و ξ درجه انعطاف‌پذیری دستمزدها و ι_w درجه شاخص‌بندی دستمزدها است.

$$\mu_t^w = w_t - [\sigma_l l_t + \frac{1}{1-h}(c_t - h c_{t-1}) \quad (۴۸)$$

μ_t^w مارک آپ دستمزد است که تفاوت دستمزد واقعی w_t از نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و کار می‌باشد و تابع تولید به صورت زیر است:

$$y_t = \phi_p[\alpha(k_{t-1+u_t}) + (1-\alpha)\iota_t] + e_t^a \quad (۴۹)$$

که در آن ϕ_p هزینه ثابت و α سهم سرمایه می‌باشد و نرخ تشکیل سرمایه $u_t = \frac{(1-\psi)}{\psi} z_t^k$ است و Ψ کشش سرمایه نسبت به تابع مطلوبیت است و z_t^k تولید نهایی سرمایه می‌باشد:

$$\pi_t = \frac{\iota_p}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_p} \pi_{t-1} + \frac{\beta\gamma^{1-\sigma_c}}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_p} \pi_{t+1} \quad (۵۰)$$

[۱]. معادلات خطی شده نزد نویسنده موجود بوده و قابل دسترسی است.

$$-\frac{\left(1+\xi_p\beta\gamma^{1-\sigma_c}\right)(1-\xi_p)}{(1+\beta\gamma^{1-\sigma_c})\xi_p[(\phi_p-1)e^p+1]}\mu_t^p+e_t^p$$

در معادله (۵۰) چسبندگی قیمت‌ها در مدل ناشی از عدم توانایی بنگاه‌ها در تعدیل قیمت‌ها در هر دوره می‌باشد. ι_p شاخص درجه‌بندی قیمت‌هاست. قیمت مارک آپ با فرض وجود بازار رقابت انحصاری در معادله (۵۱) نشان داده شده است:

$$\mu_p=\alpha(k_{t-1}+u_t-\iota_t)+e_t^a-w_t \qquad (۵۱)$$

با حداقل‌سازی هزینه بنگاه می‌توان نشان داد که نرخ تشکیل سرمایه رابطه منفی با نسبت سرمایه به کار و رابطه مثبت با دستمزدهای حقیقی دارد، به طوری که:

$$z_t^k=-(k_{t-1}+u_t-\iota_t)+w_t \qquad (۵۲)$$

معادله (۵۱) ارزش جاری حجم سرمایه و φ کشش هزینه تعدیل سرمایه است:

$$i_t=\frac{1}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}}i_{t-1}+\left[1-\frac{1}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}}\right]E_t i_{t+1}+\frac{1}{(1+\beta\gamma^{1-\sigma_c})\gamma^2\varphi}q_t+e_t^x \qquad (۵۳)$$

شرط آربیتراژ سرمایه در معادله (۵۴) آورده شده است جایی که $E_t r_{t+1}^k$ هزینه خارجی تشکیل سرمایه می‌باشد.

$$E_t r_{t+1}^k=\frac{z_*^k}{r_*^k}E_t z_{t+1}^k+\frac{(1-\delta)}{r_*^k+(1-\delta)}E_t q_{t+1}-q_t \qquad (۵۴)$$

$$k_t=\frac{(1-\delta)}{\gamma}k_{t-1}+\left[1-\frac{(1-\delta)}{\gamma}\right]i_t+\left[1-\frac{(1-\delta)}{\gamma}\right](1+\beta\gamma^{1-\sigma_c})\gamma^2\varphi e_t^x \qquad (۵۵)$$

همچنین نرخ اسپرد که از تفاوت بین دو جریان درآمدی و هزینه‌ای بانک بدست می‌آید برابر است با:

$$r_t^{ep}=E_t r_{t+1}^k-(r_t-E_t\pi_{t+1}) \qquad (۵۶)$$

میزان وام بنگاه به ثروت بنگاه و نسبت دارایی‌ها به سرمایه بستگی دارد. که در معادله (۵۷) و (۵۸) آمده است:

$$q_t + k_t = lev_t + n_t \quad (۵۷)$$

$$lev_t = \eta_t + \frac{\nu}{\phi - \upsilon}\upsilon_t \quad (۵۸)$$

سود ناشی از گسترش دارایی‌ها در معادله (۵۹) آمده است که در آن Λ_t عامل تنزیل تصادفی خانوار، ϖ احتمال بانک بودن در آینده و z_t نرخ رشد ثروت ناخالص است:

$$\eta_t = \frac{\varpi\beta}{\gamma^{\sigma_c}} z_*(E_t\Lambda_{t+1} - \Lambda_t + z_t + E_t\eta_{t+1}) \quad (۵۹)$$

نرخ رشد ارزش ثروت خالص عبارت است از:

$$z_t = \frac{lev_* r_*^k}{Z_*} r_*^k + r_*(1 - lev_*)(r_{t-1} - \pi_t) + lev_*(r_*^k - r_*)lev_{t-1*} \quad (۶۰)$$

ارزش نهایی مورد انتظار سود حاصل از افزایش دارایی‌ها برابر است با:

$$\upsilon_t = \frac{\varpi\beta}{\gamma^{\sigma_c}} Z_*(E_t\Lambda_{t+1} - \Lambda_t + z_t + E_t\upsilon_{t+1}) + \frac{(1-\varpi)\beta}{\gamma^{\sigma_c \upsilon_*}}(r_*^k r_*^k - r_*)(r_{t-1} - \pi_t) \frac{(1-\varpi)\beta}{\gamma^{\sigma_c \upsilon_*}}(r_*^k - r_*)(E_t\Lambda_{t+1} - \Lambda_t) \quad (۶۱)$$

ارزش خالص دارایی‌ها در معادله (۶۲) آمده که عبارت است از:

$$x_t = lev_t - lev_{t-1} + z_t \quad (۶۲)$$

بنابراین کل ارزش خالص برابر است با جمع ارزش خالص ثروت بانک‌دارهای قدیم و جدید که در معادله (۶۳) آمده است:

$$n_t = \frac{n_*^e}{n} n_t^e + \frac{n_*^n}{n} n_t^n \quad (۶۳)$$

ثروت خالص بانک‌دارها برابر است با درآمدهای به دست آمده از دارایی‌ها در دوره گذشته و نرخ رشد ثروت خالص آن، که در معادله (۶۴) آمده است:

$$n_t^e = n_{t-1}^e + z_t + e_t^n \quad (۶۴)$$

ارزش خالص بانک‌های جدید همان وجوه اولیه خانوارها می‌باشد که متعلق به درصدی از کل دارایی‌ها می‌باشد و در معادله (۶۵) آمده است:

$$n_t^n = \xi lev_*(q_t + k_t) \quad (۶۵)$$

و در نهایت تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به صورت زیر است:

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1-\rho_r)[\rho_\pi \pi_t + \rho_y(y_t - y_t^p)] + \rho_{\Delta y}[(y_t - y_t^p) - (y_{t-1} - y_{t-1}^p)] + e_t^i \quad (۶۶)$$

که در آن $r_t\rho_r$، ρ_π، ρ_y و $\rho_{\Delta y}$ پارامترهای سیاست‌گذاری هستند که به نرخ بهره، انحراف در تورم نسبت به تغییرات نرخ بهره، شکاف تولید و تغییرات در شکاف تولید اشاره دارند.
و در نهایت شرط تعادل مدل عبارت است از:

$$y_t = (1 - g_y - i_y)c_t + i_y i_t + \frac{z_*^k k_*}{y_*} z_t^k + e_g \quad (۶۷)$$

در این پژوهش تعدادی از نسبت‌ها در وضعیت تعادل یکنواخت با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران مقداردهی شده‌اند.

۵- برآورد پارامتر مدل

قبل از برآورد پارامترها، ضروری است پارامترهایی که نیاز به برآورد ندارند، نظیر مقادیر پایدار متغیرها، مشخص شده و مقدار آن‌ها کالیبره شود. مدل مطالعه حاضر مشتمل بر ۷۸ پارامتر می‌باشد. مقدار پیشین پارامترها به نحوی کالیبره شده‌اند که ویژگی‌های اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۶ را تصویر نمایند. سپس پارامترها با استفاده از روش بیزین و الگوی متروپولیس- هستینگز برآورد شده‌اند. رویکرد بیزی مستلزم تصریح اطلاعات پیشین برای پارامترهایی است که باید برآورد شوند، این اطلاعات می‌تواند از سایر مطالعات و با استفاده از رگرسیون‌های تخمینی بدست آید. به عبارت دیگر برای تشکیل اطلاعات پیشین در مورد پارامترهای الگو از مقادیر مشاهده شده

در مطالعات مختلف یا رگرسیون‌های ساده استفاده شده است. اطلاعات پسین از طریق نتایج چگالی احتمال پیشین و اطلاعات در مشاهدات نمونه‌ای از طریق تابع راست نمایی تعیین می‌شود. در حقیقت اطلاعات پسین توسط نرم‌افزار محاسبه می‌شود. حاصل ضرب این دو توزیع بر اساس قضیه بیز یک توزیع جدید به دست می‌دهد که توزیع پسین تایید می‌شود. در ادامه برای تخمین سایر پارامترها باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین[1] پارامترها، تعیین گردد. با در نظر گرفتن مقادیر اولیه برای میانگین و انحراف معیار پارامترها می‌توان با استفاده از روش بیزی پارامترها را برآورد نمود. لازم به ذکر است که توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب شده است. توزیع، میانگین و انحراف پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزی پارامترها و انحراف معیار آن، یعنی میانگین و انحراف معیار پسین[2] در جدول (۱) ارائه شده است:

جدول ۱: برآورد پارامترهای مدل

ضریب	نوع توزیع	عنوان	میانگین پیشین	منبع	میانگین پسین
α	نرمال	سهم سرمایه خصوصی در تولید	۰/۴۲	شاهمرادی (۱۳۸۷)	۰/۸
ω	گاما	احتمال باقی ماندن بانک در دوره بعد	۰/۹۷۲	محاسبات محقق	۰/۹۷۲
β	بتا	عامل تنزیل ذهنی	۰/۹۶۴	کمیجانی و توکلیان (۱۳۸۹)	۰/۹۶
φ	نرمال	هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری	۴/۳	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)	۴/۲
$\mu_{\mathrm{t}}^{\mathrm{p}}$	بتا	مارک آپ قیمتی	۰/۵	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۵۳
ι_{p}	بتا	درجه شاخص قیمت	۰/۷۱۵	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۷۵۶
$\mu_{\mathrm{t}}^{\mathrm{w}}$	بتا	مارک آپ دستمزد	۰/۷۵	فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۴)	۰/۷۶
ι_{w}	بتا	درجه شاخص‌بندی دستمزد	۰/۷	فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۴)	۰/۷
σ_l	گاما	عکس کشش عرضه نیروی کار	۲/۹۲	طائی (۱۳۸۵)	۲/۹۱
h	بتا	عادات مصرفی	۰/۷	منظور و همکاران (۱۳۹۲)	۰/۶۸
$\rho_{\Delta \mathrm{y}}$	نرمال	ضریب اهمیت تغییرات تولید در تابع عکس‌العمل پولی	۰/۲۳۵	محاسبات محقق	۰/۱۹
ρ_{π}	نرمال	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل پولی	۰/۸۹	محاسبات محقق	۰/۸۸
ρ_y	نرمال	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل پولی	۰/۳۶	محاسبات محقق	۰/۵۶
ρ_{r}	بتا	ضریب اهمیت نرخ بهره در تابع عکس‌العمل پولی	۰/۹۰۹۴	مهرگان (۱۳۹۲)	۰/۸۷
ρ_b	بتا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تورم	۰/۵۷۹	فرایند اتورگرسیو	۰/۵۸۸
ρ_q	بتا	ضریب فرآیند خودرگرسیون سرمایه‌گذاری	۰/۷۱۷	فرایند اتورگرسیو	۰/۸۳۵
ρ_a	بتا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تولید	۰/۹	فرایند اتورگرسیو	۰/۸۹

منبع : مطالعات و محاسبات پژوهش

[1]. Prior Mean and Standard Deviation
[2]. Posterior Mean and Standard Deviation

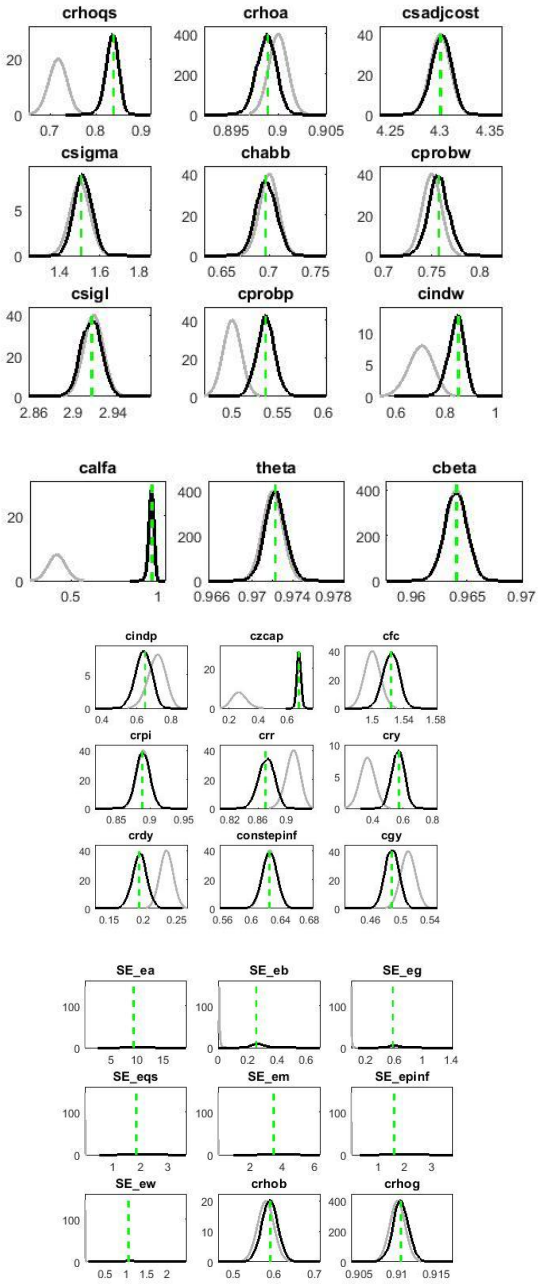
جدول ۲: نتایج حاصل از مقداردهی نسبت الگو

متغیر	عنوان	مقدار
$\frac{\bar{g}}{\bar{y}}$	نسبت مخارج دولت به تولید داخلی	۰/۱۸
$\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$	نسبت مصرف به تولید داخلی	۰/۵۱
$\frac{\bar{i}}{\bar{y}}$	نسبت سرمایه‌گذاری به تولید داخلی	۰/۲۴
δ	نرخ استهلاک (متناسب با وضعیت اقتصاد ایران)	۰/۰۴۲

منبع: مطالعات و محاسبات پژوهش

برآورد مدل در فضای برنامه داینار تحت نرم‌افزار MATLAB صورت گرفته است. جهت بررسی صحت برآوردهای حاصل از روش بیزی از دو آزمون تشخیصی تک متغیره و چند متغیره بروکز وگلمن[1] (۱۹۹۸) استفاده می‌شود. بر اساس آزمون تک متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای کلیه پارامترها به یکدیگر نزدیک شده و نهایتاً به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند و با توجه به این‌که آزمون چند متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای نیز به مقدار ثابتی همگرا می‌شوند، می‌توان گفت نتایج برآورد روش بیزین از صحت خوبی برخوردار است. روش دیگر انطباق نمای محاسبه شده برای هر پارامتر با حداکثر لگاریتم چگالی پسین است. در این مدل نمای محاسبه شده با حداکثر لگاریتم چگالی پسین در موردکلیه پارامترها منطبق بوده و بیانگر صحت برآوردها است. چگالی پیشین پارامترها به همراه چگالی پسین برآورد شده آن‌ها بر پایه الگوریتم مترو پلیس هستینگز در شکل ۱ گزارش شده است. انطباق چگالی پیشین و چگالی پسین برخی از پارامترها در این نمودار به معنی آن است که یا اطلاعات پیشین درباره این پارامترها کاملاً صحیح بوده است یا این‌که با استفاده از داده‌های مورد استفاده نمی‌توان این پارامترها را برآورد نمود.

[1]. Brooks and Gelman (1998)



منبع: خروجی نرم افزار

شکل ۱: چگالی پیشین و پسین پارامترها

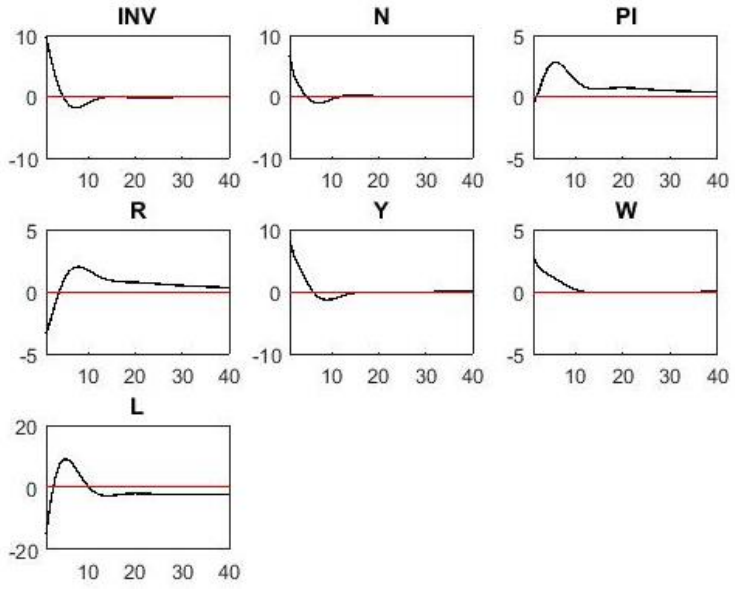
۶- تجزیه و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی

پس از برآورد پارامترهای مدل، مرحله بعد استفاده از این پارامترها در مدل و شبیه‌سازی مدل برای اقتصاد ایران است. توابع عکس‌العمل آنی رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان هنگام وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهد. اثر تکانه تکنولوژی[1] در نمودار (۱) نشان داده شده است. با وارد شدن شوک به اندازه یک انحراف معیار و در نتیجه افزایش بهره‌وری عوامل تولید، حجم سرمایه و نیروی کار مورد تقاضای بنگاه‌های تولیدی افزایش می‌یابد که منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد و میزان تولید خواهد شد. افزایش تقاضا برای عوامل تولید منجر به افزایش دریافتی عوامل تولید نظیر دستمزد حقیقی و نرخ بهره می‌شود. این امر درآمد خانوارها را که ناشی از اجاره سرمایه و دستمزد نیروی کار است، افزایش داده و در نتیجه میزان مصرف کالاها و خدمات در اقتصاد و پس‌انداز در قالب سپرده بانکی افزایش می‌یابد و از آن‌جا که مهم‌ترین منبع تأمین مالی وام‌های بانکی سپرده‌های نزد بانک‌ها می‌باشد میزان عرضه وام بانکی و در نتیجه ارزش خالص واسطه‌های مالی افزایش می‌یابد. همچنین به دلیل افزایش عرضه کل در اقتصاد از افزایش بهره‌وری عوامل تولید، میزان تورم در اقتصاد کاسته می‌شود. در نمودار (۱) اثر شوک بهره‌وری بر متغیرهای مصرف کل C، تولید غیر نفتی Y، میزان سرمایه‌گذاری INV، میزان تورم PI، میزان استخدام نیروی کار L، نرخ بهره R و ارزش خالص واسطه مالی N دیده می‌شود که تاییدکننده انتظار تئوریک است.

نمودار (۲) اثر تکانه مارک‌آپ دستمزد را نشان می‌دهد. اثرات آنی شوک مارک‌آپ بر روی سطح تورم افزایشی است به طوری که میزان تورم به بالاتر از میزان تعادلی افزایش می‌یابد ولی به سرعت، روند کاهشی را آغاز و با گذراندن کمتر از ۱۰ دوره به سطح تعادلی خود باز می‌گردد. واکنش تولید ناخالص داخلی به شوک مارک‌آپ دستمزد افزایشی می‌باشد. تکانه مارک‌آپ بر روی دستمزد تاثیر مثبت و افزایشی دارد ولی در کمتر از ۵ دوره دستمزد کاهش می‌یابد تا به سطح پایدار خود برسد. نرخ بهره نیز با تکانه مارک‌آپ به سطح بالاتر از میزان تعادل پایدار خود می‌رسد که با افزایش نرخ بهره تقاضا برای سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و بعد از کاهش نرخ بهره میزان سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت و بعد از گذشت کمتر از ۱۵ دوره به تعادل می‌رسد.

---

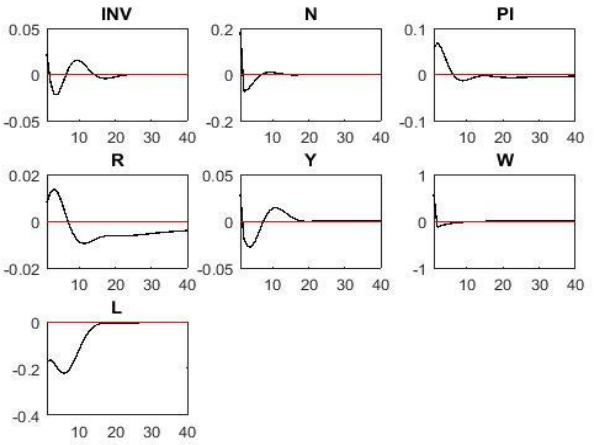
[1]. در این‌جا از داده‌های تولید ناخالص داخلی برای محاسبه بهره‌وری استفاده شده است.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۱: توابع عکس‌العمل آنی شوک تکنولوژی به اندازه یک انحراف معیار

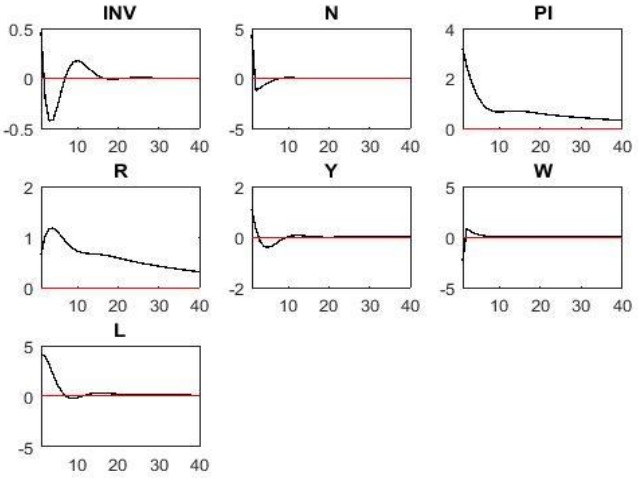
همان‌طور که می‌دانیم، نوسانات افزایشی و کاهشی یک متغیر در کوتاه‌مدت در پاسخ به یک شوک احتمالی از منظر اقتصادی چندان مهم نیست. مطلبی که باید به آن توجه شود، این است که تأثیر شوک مورد نظر بعد از چند دوره حذف خواهد شد و نیز برآیند این تأثیر مثبت یا منفی است. در برآورد نهایی در قسمت قبل نشان داده شد، پاسخ تغییرات سرمایه‌گذاری به شوک مارک‌آپ در اقتصاد ایران، منفی بوده است. در نتیجه اثرات شوک آنی مارک‌آپ دستمزد روی ارزش واسطه‌های مالی افزایشی است و در مدت زمان خیلی کوتاه روند کاهشی خود را شروع می‌کند. این امر به علت بالارفتن نرخ بهره ناشی از سیاست پولی انقباضی و کاهش سطح مصرف به دلیل شوک منفی تقاضا برای سپرده‌های بانکی در اقتصاد می‌باشد.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۲: توابع عکس‌العمل آنی شوک مارک‌آپ دستمزد به اندازه یک انحراف معیار

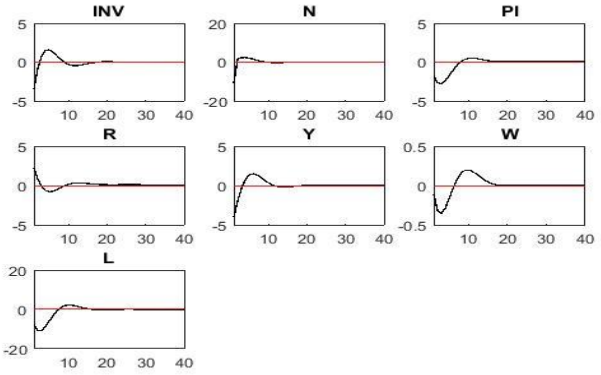
همان طور که در نمودار (۳) مشخص است، اثرات شوک مارک‌آپ قیمتی بر روی سطح تورم افزایشی و مثبت است به طوری که میزان تورم به بالاتر از میزان تعادلی افزایش می‌یابد ولی در کمتر از ۱۰ دوره این تورم کاهش می‌یابد. تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد و همچنین با وارد شدن شوک قیمتی به اندازه یک انحراف معیار دستمزد کاهش و در نتیجه میزان استخدام نیروی کار افزایش می‌یابد تا کاهش در دستمزد جبران شود. نرخ بهره نیز با تکانه مارک‌آپ به سطح بالاتر از میزان تعادل پایدار خود می‌رسد که با افزایش نرخ بهره تقاضا برای سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و بعد از کاهش نرخ بهره میزان سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، میزان این پاسخ در دوره‌های مختلف متفاوت است و با گذشت کمتر از بیست دوره به تعادل می‌رسد. اثرات شوک مارک‌آپ قیمتی روی ارزش واسطه‌های مالی در ابتدا کاهشی است و در مدت زمان خیلی کوتاه روند افزایشی خود را شروع می‌کند و به سطح تعادلی خود باز می‌گردد.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۳: توابع عکس‌العمل آنی شوک مارک آپ قیمتی به اندازه یک انحراف معیار

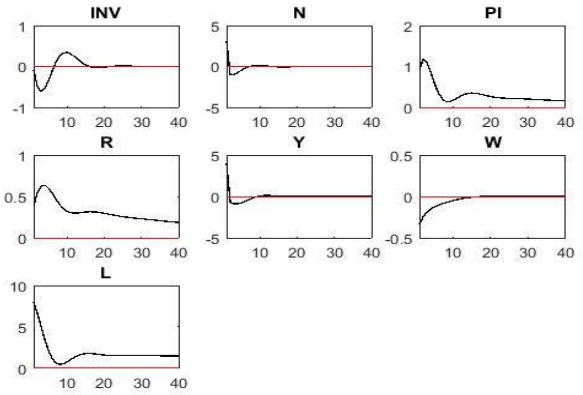
در نمودار (۴) اثر تکانه سیاست پولی منجر به افزایش تورم و به دنبال آن افزایش دستمزدهای اسمی می‌شود. گرچه عوامل مختلفی بر تورم تأثیر می‌گذارد ولی عامل اصلی افزایش تورم رشد پولی است. بنابراین، سیاست‌گذاران برای رسیدن به اهداف خود لازم است که در اعمال هرگونه سیاست، تبعات ناشی از افزایش پایه پولی را در نظر بگیرند. شوک رشد پایه پولی منجر به کاهش تولید و تقاضای کل در اقتصاد می‌شود. مصرف کاهش می‌یابد و سرمایه‌گذاری نسبت به شوک پولی در ابتدا کاهش و سپس افزایش می‌یابد که دلیل آن افزایش نرخ بهره ناشی از سیاست پولی انقباضی می‌باشد. از طرفی میزان تقاضا برای سپرده‌های بانکی در اقتصاد تنزل می‌یابد و بانک‌ها در اعطای تسهیلات بانکی با محدودیت مواجه می‌شوند که منجر به کاهش ارزش واسطه‌های مالی خواهد شد.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۴: توابع عکس‌العمل آنی شوک پولی به اندازه یک انحراف معیار

افزایش رشد مخارج دولت در جامعه سبب می‌شود تا متغیرهای اسمی در سیستم اقتصادی اعم از قیمت‌ها، دستمزدها و نرخ بهره اسمی افزایش یابند. با افزایش نرخ بهره، تقاضا برای وام‌های بانکی کاهش و برای سپرده‌گذاری بانک‌ها افزایش می‌یابد در نتیجه ارزش واسطه‌های مالی در ابتدا افزایش می‌یابد اما با توجه به نمودار واضح است که افزایش بیشتر تورم در مقایسه با نرخ بهره، سبب خواهد شد که نرخ بهره واقعی در اقتصاد کاهش یافته و از این طریق شوک به سیستم بانکی منتقل شود. در نتیجه تمایل به دریافت وام افزایش یافته و تمایل به سپرده‌گذاری کاهش خواهد یافت و ارزش واسطه‌های مالی در کمتر از ۳ دوره به تعادل می‌رسد. با کاهش نرخ بهره واقعی در اقتصاد و فشار تقاضا، تورم افزایش می‌یابد و با گذشت زمان به دلیل کاهش هزینه‌های نهایی بنگاه‌ها ناشی از کاهش هزینه‌های تسهیلات از میزان تورم کاسته خواهد شد.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۵: توابع عکس العمل آنی شوک مخارج به اندازه یک انحراف معیار

۷- نتیجه‌گیری

در این پژوهش به منظور بررسی آثار تکانه‌های سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با لحاظ بخش بانکی استفاده شده است. در این الگو علاوه بر بخش خانوار و بنگاه‌ها و مقامات پولی از بخش بانکی نیز استفاده شده است. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل متغیرهای کلان اقتصادی موید سازگاری الگوی ساخته شده با انتظارات تئوریک و واقعیات اقتصاد ایران می‌باشد. وارد کردن اصطکاک مالی با لحاظ بخش بانکی در مدل‌سازی الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی به طور رضایت بخشی قادر به توضیح ویژگی‌های اقتصاد ایران می‌باشد. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل متغیرهای کلان اقتصادی موید سازگاری الگوی ساخته شده با انتظارات تئوریک و واقعیات اقتصاد ایران است. نتایج حاصل از تکانه تکنولوژی حاکی از این امر است که حجم سرمایه و نیروی کار مورد تقاضای بنگاه‌های تولیدی افزایش می‌یابد که منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد و میزان تولید خواهد شد. ارزش خالص واسطه‌های مالی افزایش می‌یابد و میزان تورم کاهش می‌یابد. تکانه‌های مارک‌آپ تاثیر منفی روی سرمایه‌گذاری خواهد داشت و کاهش سطح مصرف به دلیل شوک منفی تقاضا برای سپرده‌های بانکی در اقتصاد را منجر می‌شود. بر پایه نتایج، شوک‌های مارک‌آپ به عنوان عامل افزایش قدرت بازاری و انحصار، اثرات مخربی بر روی تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف در ایران دارد. از

این رو وضع و اجرای قوانین و سیاست‌های ضد تراست و انحصار در راستای کنترل قدرت بازاری و انحصار ضروری است. تاثیر تکانه پولی بر میزان تولید اقتصاد و در نتیجه رشد اقتصادی اندک است و می‌توان حداقل نتیجه گرفت که پول در ایران برای دوره زمانی کوتاه‌مدت خنثی نیست اما اثر کاهشی روی ارزش خالص واسطه‌های مالی خواهد داشت و در نهایت تکانه مخارج دولت باعث می‌شود که سطح قیمت‌ها، دستمزدها، نرخ بهره اسمی و ارزش واسطه‌های مالی افزایش یابد. با افزایش نرخ بهره تقاضا برای وام‌های بانکی کاهش و برای سپرده‌گذاری بانک‌ها افزایش می‌یابد. در نتیجه ارزش واسطه‌های مالی افزایش می‌یابد و با توجه به افزایش بیشتر تورم در مقایسه با نرخ بهره، نرخ بهره واقعی در اقتصاد کاهش یافته و از این طریق شوک به سیستم بانکی منتقل خواهد شد به طوری که تمایل به دریافت وام افزایش یافته و تمایل به سپرده‌گذاری کاهش خواهد یافت. با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش، توصیه‌های سیاستی به شرح زیر می‌توان ارائه داد.

۱. زمانی که ریسک قصور در بازپرداخت و بروز مخاطرات اخلاقی بالا باشد، سیاست پولی انبساطی بر حجم اعتبارات تاثیر معناداری ندارد. از این رو تاثیر سیاست پولی به ویژه در دوره‌های رکود غیر قابل پیش‌بینی است.

۲. با توجه به نتایج مطالعه حاضر پیشنهاد می‌شود تا تمهیداتی برای اعطای قدرت رقابتی به بانک‌های موجود در اقتصاد ایران برای تعدیل و بهینه‌یابی نرخ‌های بهره در صورت وقوع شوک‌های اقتصادی انجام شود.

۳. لحاظ بخش بانکی در تحلیل مکانیسم‌های انتقال سیاست‌های اقتصادی و آثار تکانه‌های مختلف بر ترازنامه بانک‌ها و کانال نرخ بهره تسهیلات اعطایی، اطلاعات بیشتری برای سیاست‌گذار به همراه دارد که در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی استاندارد وجود ندارد. در نتیجه ضروری است که گسترش مدل‌هایی با این خصوصیات در اولویت تحلیل و ارزیابی سیاست‌گذار قرار گیرد.

منابع و ماخذ

۱. احمدیان، اعظم (۱۳۹۴). "مدل‌سازی هجوم بانکی در چارچوب مدل تعادل پویای تصادفی برای ایران". مجله علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۱۰**(۱۴): ۱۰۳-۷۷.

۲. متوسلی، محمود. و فروغی، محمود (۱۳۹۰). "پیش‌بینی و تحلیل سیاستی از تقاضای حامل‌های انرژی در ایران مدل‌های BVAR، VAR و پیشنهاد مدل‌های SBVAR". مجله برنامه و بودجه **۴۳**: ۲۹-۷۶.

۳. مهرگان، نادر. و دلیری، حسین (۱۳۹۲). "واکنش بانک‌ها در برابر سیاست پولی بر اساس مدل DSGE". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۳۹**: ۶۸-۲۱.

۴. مهرگان، نادر. و دلیری، حسین (۱۳۹۳). "اثر تغییرات ساختار بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی بر اساس مدل DSGE". مجله علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۶**(۱): ۲۹-۱.

۵. توکلیان، حسین (۱۳۹۱). "بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران". مجله تحقیقات اقتصادی **۴۷**: ۲۲-۱.

۶. شاه حسینی، مهدی. و بهرامی، جاوید (۱۳۹۲). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی". پژوهش‌های اقتصادی ایران **۵۳**: ۵۵-۸۳.

۷. کمیجانی، اکبر. و توکلیان، حسین (۱۳۹۰). "بررسی عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی (مورد ایران)". مجله تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی **۶**: ۴۲-۱۹.

۸. حیدری، حسن. و ملابهرامی، احمد (۱۳۹۵). "شتاب دهنده مالی در یک مدل DSGE با بخش‌های مالی و بانکی برای ایران". فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار **۳۶**: ۹۷-۱۱۷.

9. Bekiros, S. & Paccagnini, A. (2013). "On the Predictability of Time-varying VAR and DSGE Models". Empir. ECON **45**(1): 635-664.
10. Bekiros, S. & Paccagnini, A. (2014). "Macro Prudential Policy and Forecasting using Hybrid DSGE Models with Financial Frictions and State Space Markov switching TVP-VARs". Maccroecon. DYn htto://dx.doi.org/10.1017/s1365100513000953.
11. Bernankeh, B. Gertler, M. & Girlstichr, S. (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Frame Work, In: Taylor, G.B., Woodford, M. (Eds.)". In: Handbook of Macroeconomics **1**: 1341-1393.

12. Caldara, D. Fernandez-Villaverde, J. Rubio-Ramirez, J. F. & Yao, W. (2012). "Computing DSGE Models with Recursive Preferences and Stochastic Volatility". Rev.Econ.Dyn **15**(2): 188-206.
13. Curdia, V. and Woodford, M. (2010). "Credit Spread and Monetary Policy". J. Money Credit Bank **42**(9): 3-35.
14. Del Negro, M. & Schorfheide, F. (2004). "Priors from General Equilibrium Models for VARs". Intrnational Economic Review **45**: 643-673.
15. Galati, G. & Monessner, F. (2011). "Macro Prudential Policy – A Literature Review". BIS Working Paper **337**.
16. Gerali, A. Neri, S. Sessa, L. & Signoretti, F. (2010). "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area". J. Money Credit Bank **42**: 107-141.
17. Gertler, M. & Karadi, P. (2011). "A Model of Unconventional Monetary Policy". J. Monet Econ **58**(1): 17-34.
18. Gertler, M. & Kiyotaki, N. (2015). "Banking, Liquidity, and Bank Runs in an Infinite Horizon Economy". American Economic Review **105**(7): 2011-43.
19. Gertler, M. Kiyotaki, N. & Queralto, A. (2012). "Financial Crises, Bank Risk Exposure and Government Financial Policy". Journal of Monetary Economics **59**: S17-S34.
20. Giri, F. (2018). "Does Interbank Market Matter for Business Cycle Fluctuation? An Estimated DSGE Model with Financial Frictions for the Euro Area". Economic Modeling **1**(75): 10-22.
21. Goodfriend, M. & Mccallum, B. T. (2007). "Banking and Interest Rates in Monetary Policy Analysis: a Quantitative Xploration". J.Monet.Econ **54**: 1480-1507.
22. Hrvey, AC. (1990). *Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter,* Cambridge University Press.
23. Heidari, H. & Parvin, S. (2008). "Modeling and Forecasting Iranian Inflation with Time-varying BVAR Models". Science Research **36**: 59-84.
24. Huang, H. & Lee, T. (2006). "Forecasting Output Growth and Inflation: How to Use Information in the Yield Curve". University of California, Riverside.
25. Ingram, B. & Whiteman, C. (1994). "Supplanting the Minnesota Prior- Forecasting Macroeconomics Time Series Using Real Business Cycle Model Priors". Journal of Monetary Economics **34**: 497-510.
26. Jean, Th. C. & Christopho, P. (2018). "Financial Distribution and State Dependent Credit Policy". Economic Modeling **2**(6): 249-272.

27. Kim, C. J. (1993). "Unobserved-component Time Series Models with Markov-switching Hetroscedasticity: Changes in Regime and Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty". J.BUS.Econ **11**(3**)**: 341-349.
28. Kramiz, D. (2011). "Evaluation of the Forecasting Performance of three Econometric, Models for the EURO Zone and the USA". WIFO Working Paper **399**.
29. Lamoureux, C.G. & Lastrapes, W. (1990). "Persistence in Variance, Structural Change and the GARCH Model". Journal of Business and Economic Statistics **8**: 225-234.
30. Palic, I. (2018). "The Empirical Evaluation of Monetary Policy Shock in Dynamic Stochastic General Equilibrium Model with Financial Frictions: Case of Croatia". International of Engineering Business Management **10**: 1-11.
31. Sims, C. A. (1980). "Macroeconomics and Reality". Econometrica **48**(1): 1-48.
32. Smets, F. & Wouters, R. (2007). "Shocks and Frictions in US Business Cycle: a Bayesian DSGE Approach". Am.Econ.Rev **97**(3): 585-606.

Dealing with financial instability through the DSGE modeling approach and banking intermediation

Afsaneh Ghasemi[1]
Beitollah Akbari Moghadam[2*]
Hossein Tavakolian[3]

Received: 22-01-2019 Accepted: 18-02-2019

Abstract

In the dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) literature, there is an increasing awareness of the role that the banking sector can play in macroeconomic activities. We present a DSGE model with financial intermediation as in Gertler and Karadi (2011). Following a positive technology shock, the deposit rate declines slightly and this shock gradually increases the output, consumption, and net worth, After the shock, the lending banks reduce and a substantial decline occurs in the excess bank capital. This is because banks prefer to rely on cheaper funds from the central bank. The markup wage and price shocks naturally induce an increase in the markup, which is associated with a fall in real output and real wages, As expected, a positive shock in markup has a significant negative effect on the investment, consumption and net worth. Following a monetary shock, the investment, employment and inflation rate decreases, the willingness to deposit increases, and consequently the nominal deposit rate decreases. Finally, the shock of the government expenditure increases prices, wages, nominal rates and the net worth of financial intermediaries.

Keywords: Financial intermediation, Dynamic stochastic general equilibrium, Financial shock, Monetary shock, Banking sector.
JEl Classification: E62, E58, E32, E20, C11.

[1]- Ph.D. Student, Department of Economics, Qazvin Unit, Islamic Azad University, Qazvin, Iran
[2]- Assistant Professor, Department of Economics, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran
Email: akbari.beitollah@gmail.com
[3]- Assistant Professor, Faculity of Economics, University of Allameh Tabataba'i, Tehran, Iran

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

ارزیابی اثرات تمرکززدایی مالی بر نابرابری منطقه‌ای در ایران: رویکرد داده‌های ترکیبی فضایی

محمد رضا اسکندری عطا[1*]
نادر مهرگان[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۳

چکیده

هدف پژوهش حاضر ارزیابی تأثیر سیاست تمرکززدایی مالی بر نابرابری اقتصادی استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۰ است. اغلب پژوهش‌های صورت گرفته در ایران تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی را مثبت ارزیابی کرده‌اند، اما این‌که تمرکززدایی مالی توزیع نابرابری اقتصادی استان‌ها را چگونه تحت تأثیر قرار می‌دهد، پرسشی است که این مطالعه در پی پاسخ به آن است. اندازه‌گیری شاخص نابرابری ضریب تغییرات وزنی- جمعیتی (PW-CV) نشان می‌دهد که استان‌های ایران طی دوره زمانی پژوهش، توزیع اقتصادی بسیار نابرابری داشته‌اند. نتایج حاصل از برآورد الگوهای رگرسیون خودهمبستگی و جزء خطای فضایی (SARAR) حاکی از وابستگی فضایی شدید در بین استان‌ها است. به‌گونه‌ای که شاخص نابرابری هر استان با ضریب تقریبی ۳۷٪ تحت تأثیر نابرابری اقتصادی استان‌های مجاور قرار دارد. ضرایب متغیرهای تمرکززدایی هزینه‌ای، عمرانی و درآمدی بر نابرابری منطقه‌ای مثبت و معنی‌دار برآورد شده است و می‌توان گفت تمرکززدایی مالی موجب افزایش نابرابری منطقه‌ای می‌شود. همچنین شاخص اندازه دولت بیان‌گر افزایش نابرابری در صورت افزایش سهم بودجه استان‌ها نسبت به تولید ناخالص داخلی کشور است. تأثیر سیاست تمرکززدایی مالی در استان‌های توسعه‌یافته نشان می‌دهد که هرچه تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها بیشتر باشد تمرکززدایی مالی نابرابری اقتصادی را بیشتر افزایش خواهد داد.

واژه‌های کلیدی: تمرکززدایی مالی، نابرابری منطقه‌ای، اقتصادسنجی فضایی.

Keywords: Fiscal Decentralization, Regional Inequality, Spatial Econometrics.

JEL Classification: D63, C31, R11, H77.

[1]. دانشجوی دکترای اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول) Eskandariata86@gmail.com
[2]. استاد اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا همدان Mehregannader@yahoo.com

۱- مقدمه

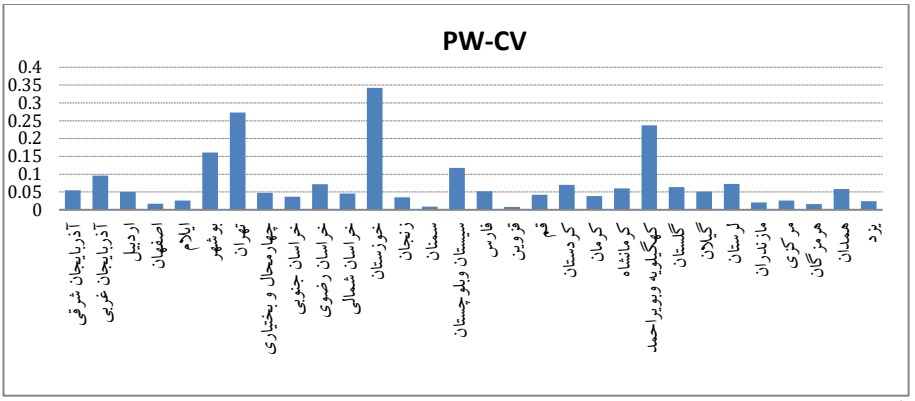
یکی از اقدامات مالی که امروزه اغلب کشورهای در حال توسعه در جهت ارتقای سطح کارایی و تخصیص بهینه منابع عمومی مورد توجه قرار داده‌اند اجرای سیاست‌های تمرکززدایی است. تمرکززدایی مالی که به معنای انتقال قدرت تصمیم‌گیری نسبت به ترکیب مخارج و درآمد از دولت مرکزی به نهادهای محلی تلقی می‌شود به عنوان ابزاری جهت بهبود عملکرد مالی دولت در اقتصاد شناخته شده است و افزایش رشد و توسعه متوازن اقتصادی مناطق را به همراه خواهد داشت.

اقتصاد ایران در چند دهه گذشته گرایشی پیوسته به تمرکز یافتن و افزایش نقش دولت در اقتصاد داشته است. با افزایش شدید درآمدهای نفتی در نیمه اول دهه ۱۳۵۰، از یک سو، مالیات‌ها موضوعیت خود را به عنوان منبع اصلی درآمدهای دولت از دست داد و از سوی دیگر، بخش خصوصی نوپا برای سرمایه‌گذاری به دولت وابسته‌تر شد و نتوانست در عرصه فعالیت‌های اقتصادی به‌صورت مستقل عمل نماید. گرچه پس از انقلاب به دلیل وقوع جنگ تحمیلی کم و بیش این سیاست دنبال شد، اما در دوره پس از جنگ در برنامه‌های دوم، سوم، چهارم و پنجم توسعه بحث تمرکززدایی به عنوان یکی از ابزارهای اساسی گذار به اقتصاد مبتنی بر بازار مطرح گردید و به عنوان عامل مهم در افزایش رشد اقتصادی و توازن منطقه‌ای مطرح شد. با آغاز برنامه سوم توسعه نظام درآمد- هزینه استان با رویکرد توسعه و توازن منطقه‌ای در کشور شکل گرفت و تصمیم‌گیری در خصوص ارائه برخی کالاها و خدمات عمومی به استان‌ها واگذار شد (غفاری فرد و همکاران، ۱۳۹۳).

توسعه متوازن منطقه‌ای یک شرط مهم برای توسعه هماهنگ در یک کشور است؛ و این به معنای توسعه برابر تمام مناطق یک کشور نیست. هدف توسعه متوازن منطقه‌ای استفاده از الگوی یکسان اقتصادی برای تمام استان‌ها نیست. بلکه نشان‌دهنده استفاده از پتانسیل توسعه همه مناطق با توجه به ظرفیت هر منطقه است به‌طوری‌که به نفع رشد اقتصادی ساکنان مناطق مختلف کشور باشد (کاپلو[1]، ۲۰۱۵)؛ اما نتایج حاصل از بررسی تغییرات رشد اقتصادی استان‌ها نشان می‌دهد که توسعه

[1]. Capello (2015)

متوازن منطقه‌ای تحقق نیافته است. به‌گونه‌ای که بر اساس شاخص ضریب تغییرات وزنی جمعیتی[۱] (PW-CV) که در نمودار (۱) نمایش داده شده است[۲]، استان‌های ایران به‌شدت نابرابر هستند.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: متوسط شاخص ضریب تغییرات وزنی- جمعیتی هر استان طی ۹۴-۱۳۸۰

با توجه به اهمیت توسعه اقتصادی کشور و وجود نظام درآمد- هزینه استانی، در این مطالعه با در نظر گرفتن اثرات همسایگی و رهیافتی متفاوت از دیگر پژوهش‌های صورت گرفته، تأثیر انواع تمرکززدایی مالی بر نابرابری منطقه‌ای[۳] طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۰ در چارچوب الگوی اقتصادسنجی فضایی[۴] مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت. در ادامه این مطالعه و در بخش دوم به بررسی مبانی نظری و پیشینه تحقیق پرداخته خواهد شد. در بخش سوم، به تصریح الگوی تحقیق پرداخته شده است و پس از استخراج معادلات الگو، در بخش چهارم انواع الگوها برآورد و تفسیر خواهند شد و در نهایت، نتایج تحقیق در بخش پنجم ارائه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

از دیدگاه بانک جهانی، تمرکززدایی به معنی انتقال اختیارات و وظایف بخش عمومی از جمله سیاست‌گذاری، برنامه‌ریزی تأمین مالی و اجرای سیاست‌ها از دولت مرکزی به دولت‌های محلی یا

---

1. Population-Weighted Logarithmic Form of Coefficient of Variation

۲. این شاخص در بخش (۳-۲) تعریف شده است.

۳. در پژوهش حاضر منظور از منطقه، تقسیم‌بندی کشور بر اساس استان‌ها است که در مطالعات فضایی معمول است.

4. Spatial Econometrics

سازمان‌های دولتی یا به بخش خصوصی است. بانک جهانی برای شناسایی ابعاد مختلف تمرکززدایی، جهت اجرای صحیح، تمرکززدایی را به چهار نوع تقسیم نموده که عبارت است از: الف) تمرکززدایی اداری، ب) تمرکززدایی سیاسی، ج) تمرکززدایی اقتصادی، د) تمرکززدایی مالی (علیزاده و گل خندان، ۱۳۹۴). در ادامه تمرکززدایی مالی بیشتر مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

۱-۲- تمرکززدایی مالی

انگیزه مهم برای تمرکززدایی مالی به دلیل ایجاد پتانسیل لازم برای بهبود عملکرد بخش عمومی در اقتصاد است. نظریه تمرکززدایی مالی برای بهبود ارائه کالاها و خدمات عمومی به‌ویژه کالاها و خدمات عمومی محلی که بر اساس نیاز تهیه می‌شد ارائه شده است، به نحوی که با اعمال سیاست‌های تمرکززدایی افزایش بهره‌وری، کارایی، پاسخ‌گویی و حسابرسی مدیران در تخصیص منابع را در پی خواهد داشت. در یک نظام غیر متمرکز انتظار می‌رود دولت‌های محلی نسبت به سلایق و نیازهای محلی پاسخ بهتری دهند و رقابت میان واحدهای محلی در ارائه کالاها و خدمات عمومی افزایش یابد (غفاری فرد و همکاران، ۱۳۹۳).

یکی از مهم‌ترین منافع تمرکززدایی مالی، افزایش کارایی است که بر پایه فرضیهٔ« تنوع‌گرایی[1]» بنا نهاده شده است. بر این اساس، تولید سطوح یکسان کالاها و خدمات عمومی در همه محل‌ها، به طور کلی ناکارا است، زیرا ترجیحات مصرف‌کنندگان برای یک کالا یا خدمت معین متفاوت است. از این رو، دولت‌های محلی با توجه به نزدیکی مردم هر منطقه، نسبت به دولت مرکزی بهتر می‌توانند سلایق و خواسته‌های مصرف‌کنندگان را تشخیص داده و منافع عمومی را به صورت کاراتر تخصیص دهند. کاهش اندازه دولت و عدم کارایی X^2 یکی دیگر از منافع مهم تمرکززدایی مالی، کنترل اندازه دولت و جلوگیری از تأمین بیش از اندازه کالاها و خدمات دولتی است. تمرکززدایی مالی بر انتقال مسئولیت‌ها از دولت مرکزی به دولت‌های محلی همراه با ایجاد پاسخ‌گویی در آن‌ها دلالت دارد، از این رو نه‌تنها برای دولت‌های محلی انگیزه‌ای ایجاد می‌شود که ترجیحات ساکنان مناطق را در نظر بگیرند، بلکه سبب می‌شود که نوآوری‌ها و زمینه‌های ایجاد

[1]Diversification Hypothesis
[2]X-ineffeinciey

خلاقیت در تولید کالاها و خدمات عمومی، هزینه‌های تولید را کاهش و کیفیت آن‌ها را افزایش دهد. تمرکززدایی مالی سبب کاهش سلسله مراتب بوروکراتیک می‌شود. از آن‌جا که در نتیجه تمرکززدایی مالی، اداره امور هر منطقه با توجه به امکانات آن منطقه انجام می‌گیرد، لذا هزینه‌های دولت مرکزی کاهش و این به کارایی تولید و در نتیجه رشد اقتصادی بالاتر می‌انجامد (صادقی و همکاران، ۱۳۸۷).

۱-۱-۲- انواع تمرکززدایی مالی

در ادبیات اقتصادی اصولاً منظور از تمرکززدایی مالی عدم تمرکز در مخارج و درآمدها است. در بحث اصلاحات مالی دولت‌ها به سه موضوع توجه دارند؛ تثبیت مخارج و ثبات درآمدها، فدرالیسم مالی و اخذ مالیات برای توسعه پایدار (سائو و تامسون[1]، ۲۰۰۴).

اصول فدرالیسم مالی عبارت است از عدم تمرکز مخارج، عدم تمرکز درآمدها و واگذاری مالیات‌ها. ادبیات نظری درباره فدرالیسم مالی نشان می‌دهد عدم تمرکز در اخذ مالیات ممکن است با عدم تمرکز در مخارج منطبق نباشد؛ زیرا از لحاظ تجهیز منابع و وصول مالیات بر ارزش افزوده به منظور هماهنگی مالیاتی بهتر است تمرکز بر وصول مالیات در اختیار دولت مرکزی باشد. در کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای در حال گذار، تمرکز بر وصول مالیات طرفدار زیادی دارد. در برخی از کشورها مانند مکزیک و پاکستان دولت مرکزی بیش از ۹۰ درصد درآمد بخش عمومی را جمع‌آوری می‌کند. در این کشورها دولت مرکزی بزرگ است و درآمد بخش عمومی به درآمدهای غیر مستقیم، مانند مالیات بر واردات و مالیات سوخت وابسته است. در برخی از کشورهای دیگر مانند برزیل، هند و روسیه مالیات بر فروش‌های محلی وضع می‌شود. در این کشورها دولت مرکزی بر وام دولت‌های محلی نظارت دارد. عدم تمرکز مالیاتی باعث افزایش اعتماد بخش خصوصی می‌شود، به‌طوری‌که بخش خصوصی به دولت‌های محلی وام می‌دهد و در ریسک و بازده آن‌ها شریک می‌شود (عباسی و همکاران، ۱۳۹۴).

[1]. Shah & Thampson (2004)

۲-۲- تمرکززدایی مالی و اندازه دولت

تمرکززدایی مالی، در قالب دو نسل فکری (نسل اول: هایک[1]، ۱۹۴۵؛ ماسگریو[2]، ۱۹۵۹ و اوتس[3]،۱۹۷۲. نسل دوم: کیان و رولند[4]، ۱۹۹۸، کیان و وینگاست[5]، ۱۹۹۷) مورد توجه قرار گرفته است (امیلی[6]، ۲۰۰۱).

اگرچه نظریه‌پردازان هر دو نسل معتقدند که اغلب دولت مرکزی، به‌عنوان مانعی جهت افزایش رفاه اقتصادی به شمار می‌رود و اگر قدرت زیاد دولت مرکزی مهار نشود می‌تواند آسیب‌های جدی بر اقتصاد وارد نماید، لیکن در برخی موارد تفاوت‌هایی میان دو دیدگاه وجود دارد. یکی از تفاوت‌های موجود مربوط به واگذاری درآمد میان دولت‌های مرکزی و محلی است. نظریه‌پردازان نسل اول معتقدند که در کنار فواید حاصل از واگذاری اختیارات مالی به دولت‌های محلی، پیامدهای منفی از جمله انحراف در تخصیص منابع و تضعیف توانایی مالی دولت مرکزی در کاهش عدم برابری مناطق و حفظ ثبات اقتصادی در سطح کلان وجود دارد. از این رو آنان به استقلال مالی کامل دولت‌های محلی در رابطه با درآمدهای مالیاتی و مخارج معتقد نیستند و بر این باورند که میزان واگذاری درآمدها از دولت مرکزی به دولت محلی باید به منظور پرکردن شکاف بین درآمد و مخارج صورت پذیرد. در مقابل، نظریه‌پردازان نسل دوم معتقدند که اثرات مثبت انگیزه دولت‌های محلی بیشتر از ضررهایی است که می‌تواند به‌واسطه انحراف در تخصیص منابع و تضعیف توانایی مالی دولت مرکزی حاصل شود. رابطه تنگاتنگ میان درآمد و مخارج مناطق موجب تشویق دولت‌های محلی در بهبود رفاه اقتصادی منطقه خواهد شد. از این رو در پی بهبود رفاه اقتصادی منطقه، بهره‌وری منطقه افزایش یافته و در نتیجه درآمدهای دولت‌های محلی نیز افزایش می‌یابد (گل خندان و همکاران، ۱۳۹۶).

در چارچوب تمرکززدایی مالی و اندازه دولت، فرضیه کاهش اندازه دولت لویاتان برنان و بوکانان[7] وسیع‌ترین کار نظری است (جین و زو[8]،۲۰۰۲). برنان و بوکانان تحت عنوان فرضیه

---

1. Hayek (1945)
2. Musgrave (1959)
3. Oates (1972)
4. Qian and Roland (1998)
5. Qian and Weingast (1997)
6. Emily (2001)
7. Brennan & Buchanan
8. Jin & Zou (2002)

لویاتان[1] استدلال می‌کنند که دولت‌ها با بالابردن میزان درآمد خود از طریق مالیات، موجب زیان مالیات‌دهندگان خواهند شد. در صورت اجرای سیستم غیر متمرکز که تمایل به مهاجرت را افزایش می‌دهد، رقابت افقی و عمودی میان سطوح مختلف دولت می‌تواند از بالا رفتن مقدار مالیات‌ها جلوگیری نماید. ممکن است دولت‌های رقیب به جای افزایش درآمد دولت بر روی اهداف دیگر نظیر کاهش میزان مالیات و تولید بهینه کالاها و خدمات عمومی به‌وسیله محدودیت‌هایی روی درآمد متمرکز شوند، به عبارت دیگر با اجرای سیاست تمرکززدایی ممکن است منابع درآمدی دولت‌ها محدود شود، در نتیجه تعیین اولویت‌های هزینه‌ای با دقت بیشتری به عمل می‌آید تا از این طریق اتلاف منابع (عدم کارایی در بخش عمومی) حداقل شود و در نتیجه استفاده بهینه از منابع امکان‌پذیر شود (علیزاده و گل خندان، ۱۳۹۴).

۳-۲- تمرکززدایی مالی و نابرابری

در ادبیات اقتصادی بر مبنای نظریه انتخاب عمومی، انتظار می‌رود که شاهد نابرابری منطقه‌ای کمتر در سیاست تمرکززدایی باشیم. اگر تمرکز شهری به معنای نابرابری بیشتر منابع در شهرها باشد، تمرکززدایی، نابرابری را کاهش می‌دهد؛ زیرا در دنیای واقعی، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه، سیاست‌های حمایتی دولت‌ها از شهرهای بزرگ سبب تمرکز بیش از حد منابع می‌شود. هرچه استقلال دولت محلی بیشتر باشد، تمرکز فزاینده در یک یا چند شهر بزرگ به دلیل سیاست‌های تبعیضی خاص دولت مرکزی کمتر خواهد بود (سامتی و همکاران،۱۳۹۳).

دیدگاه دیگر در خصوص تمرکززدایی، آن است که این سیاست می‌تواند توزیع نامتعادل منابع را در میان مناطق با تفاوت‌های جغرافیایی ایجاد کند. با توجه به رویکرد کینزین، اندازه دولت مرکزی با اعمال سیاست تمرکززدایی، کاهش پیدا می‌کند و دولت مرکزی کوچک‌تر نقش کمتری در توزیع مجدد منابع یا درآمدها میان مناطق و سیاست‌های طرف تقاضا مانند سرمایه‌گذاری عمومی، بازی می‌کند. پخش بیشتر سیاست‌ها، ناهماهنگی منطقه‌ای را افزایش می‌دهد (پی کریاکو[2] و همکاران، ۲۰۱۳).

---

[1]. Leviathan Hypothesis

[2]. P. Kyriacou (2013)

پرادهوم[1] (۱۹۹۵) معتقد است بخش‌های عمومی متمرکز، بیشتر تلاش می‌کنند تا توزیع متعادل منابع را ایجاد کنند؛ اما همچنین ممکن است دستگاه‌های متمرکز، توزیع نابرابر منابع عمومی را از طریق تخصیص دادن آن‌ها به مناطقی که از لحاظ سیاسی مهم‌ترند ایجاد کنند. به گفته وی، مناطق ثروتمندتر، پایه‌های مالیاتی بزرگ‌تر و نرخ‌های مالیات مشابه یا حتی کمتر از مناطق فقیرتر دارند؛ بنابراین با جمع‌آوری مالیات بیشتر، قادرند خدمات عمومی بیشتر و خدمات مشابه را در نرخ‌های مالیاتی کمتر فراهم آورند. در نتیجه این مناطق توسط بازرگانان و خانوارها ترجیح داده می‌شوند. در نتیجه تمرکززدایی، مانع همگرایی بین مناطق می‌شود؛ بنابراین، رقابت مالیاتی را می‌توان با تمرکزگرایی و سیستم توزیع مجدد از بین برد (لسمان[2]، ۲۰۱۲).

مکانیسم‌هایی که از طریق آن‌ها تمرکززدایی ممکن است منجر به ناهماهنگی‌های منطقه‌ای بالاتر شود، طبیعت سیاسی و اقتصادی است. از جنبه اقتصادی، تفاوت در ظرفیت‌های نهادی و دارایی‌های اولیه در میان مناطق مختلف، مزیت‌های بالقوه تطبیق بهتر سیاست‌ها با نیازهای محلی و رقابت منطقه‌ای بالاتر را کاهش می‌دهد. در حالت‌هایی که مناطق با فقرگسترده‌تری روبرو هستند، تمرکززدایی، با از دست دادن مقیاس اقتصادی می‌تواند تفاوت میان مناطق را بیشتر کند. همچنین نهادهای ضعیف‌تر و اغلب فاسدتر، دسترسی کمتر به سرمایه و ساختارهای ضعیف‌تر آموزشی و فنّاورانه، یک مانع جدی برای مناطق فقیرتر در رابطه با کارایی تولیدی و کارایی تخصیصی به شمار می‌روند؛ بنابراین منطقه فقیرتر، ظرفیت پایین‌تری برای رقابت در جذب سرمایه و استعداد و در نتیجه، دلالت بر ظرفیت پایین‌تر نوآوری و ابداعات دارد. از این رو تحت یک رژیم غیر متمرکز، مناطق فقیرتر با محدودیت‌های مهمی مواجه‌اند که از قدرت آن‌ها با مناطق ثروتمند می‌کاهد و دلالت بر نابرابری در تقسیم کالاها و خدمات و ثروت می‌کند (لیو[3] و همکاران، ۲۰۱۶).

۲-۴- مطالعات تجربی

مطالعات تجربی اندکی در داخل کشور در ارتباط با موضوع پژوهش حاضر وجود دارد که در ادامه به برخی مطالعات داخلی و خارجی اشاره شده است.

---

1. Prudhomm (1995)
2. Lessmann (2012)
3. Liu (2016)

غفاری فرد و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای تأثیر تمرکززدایی مالی که با دو شاخص تمرکززدایی از مخارج عمرانی ملی و تمرکززدایی درآمدی تعریف شده است را بر رشد اقتصادی استان‌ها با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی استان‌ها رابطه مثبتی وجود دارد و معنی‌داری متغیر وابستگی فضایی نشان‌دهنده آثار مثبت سرریز ناشی از رشد اقتصادی در مناطق است.

صادقی شاهدانی و آقاجانی معمار (۱۳۹۴) در پژوهشی اثر تمرکززدایی نسبی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. شاخص تمرکززدایی مالی نسبی؛ نسبت تملک دارایی سرمایه‌ای استانی به تملک دارایی سرمایه‌ای دولت در نظر گرفته شده است. نتایج پژوهش طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۹ نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی نسبی دارای یک رابطه غیر خطی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای است که بیانگر وجود حد بهینه در ایران هست.

عباسی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی با استفاده از داده‌های مالی، بودجه‌ای و اقتصادی ۳۰ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۱ به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی و بودجه‌ای دولت بر اندازه دولت‌های محلی و رشد اقتصادی استان‌ها پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی و درآمد سرانه استان‌ها روی اندازه دولت‌های محلی (استانی) تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. همچنین تمرکززدایی مالی، نیروی کار شاغل استانی و بودجه عمرانی استانی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی داشته است.

گل خندان و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای تأثیر غیرخطی تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت در استان‌های ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. بر این اساس از دو منظر تمرکززدایی مالی مخارج و تمرکززدایی مالی درآمد را بر اندازه دولت استانی طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۱ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر شاخص‌های تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت استانی به شکل منحنی U معکوس است؛ به‌گونه‌ای که بیشتر استان‌های کشور در قسمت صعودی این منحنی قرار دارند.

خداویسی و عزتی شورگلی (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش که با رهیافت مدل‌های حالت-فضا و خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۴۶ انجام شده است نشان می‌دهد که مقدار آستانه با لحاظ شکست‌های ساختاری برای مخارج جاری ۱۵.۲ درصد و برای مخارج عمرانی ۸.۲ درصد

تولید ناخالص داخلی سرانه به‌دست‌آمده است؛ بنابراین بر اساس نتایج به‌دست‌آمده پارامترهای اندازه دولت با توجه به منبع تکانه، رفتار متفاوتی را از خود نشان می‌دهند.

لسمان[1] (۲۰۱۲) به بررسی اثر تمرکززدایی مالی و سیاسی بر نابرابری منطقه‌ای بین ۵۶ کشور با سطح توسعه متفاوت پرداخته است. برآوردهای مقطعی و داده‌های ترکیبی نشان می‌دهند که تمرکززدایی در کل موجب کاهش نابرابری منطقه‌ای می‌شود. با این حال اثر دقیق‌تر تمرکززدایی بستگی به سطح توسعه‌یافتگی کشورها دارد، به‌گونه‌ای که تمرکززدایی باعث کاهش نابرابری منطقه‌ای در کشورهای توسعه‌یافته خواهد شد اما توزیع نابرابری در کشورهای در حال توسعه و نوظهور را بدتر می‌کند؛ و این نتیجه در مورد هردوی تمرکززدایی مالی و سیاسی صادق است.

پی کریاکو و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه خود بر نقش کیفیت دولت در تأثیر تمرکززدایی مالی بر نابرابری منطقه‌ای تأکید داشته‌اند. آن‌ها در این مطالعه با استفاده از داده‌های ۲۴ کشور عضو OECD طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۴ به این نتیجه رسیدند که تمرکززدایی مالی موجب همگرایی منطقه‌ای در کشورهای دارای دولت باکیفیت‌تر می‌شود اما موجب افزایش نابرابری منطقه‌ای در کشورهایی که حکمرانی ضعیف‌تری دارند خواهد گردید.

سانگ[2] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر تمرکززدایی هزینه‌ای، درآمدی و سیاسی بر نابرابری منطقه‌ای در چین از ۲۰۰۷-۱۹۷۸ پرداخته است. نتایج بیان‌کننده افزایش نابرابری درآمدی مناطق بر اثر تمرکززدایی مالی است. افزایش قدرت مالیاتی دولت‌ها در ایالت‌های مختلف موجب بالا رفتن نابرابری درآمدی در مناطق شده است در حالی که بعد از اصلاحات مالیاتی نابرابری درآمدی کاهش یافته است. اثر تمرکززدایی‌های سیاسی بستگی به دوره اصلاحات در دهه ۱۹۹۴ داشته است و در صورت اصلاح امور ایالتی افزایش قدرت‌های استانی نابرابری منطقه‌ای را کاهش داده است.

لیو[3] و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های استانی طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۵ اثر تمرکززدایی مالی و سیاست‌های برابری مالی[4] را بر نابرابری بین استانی در چین مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی نابرابری منطقه‌ای را افزایش می‌دهد. این در

---

1. Lessmann (2012)
2. Song (2013)
3. Liu (2016)
4. Fiscal Equalization

حالی است که تلاش‌های برابرسازی مالی توسط دولت‌های محلی آثار مخرب تمرکززدایی مالی بر نابرابری منطقه‌ای را کاهش می‌دهد. همچنین تمرکززدایی از سمت هزینه‌ها نابرابری منطقه‌ای را بیشتر افزایش می‌دهد.

فیلیپتی و ساچی[1] (۲۰۱۶) در پژوهشی به ارزیابی ارتباط تمرکززدایی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش قدرت منطقه‌ای پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها در ۲۱ کشور عضو OECD طی دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۰ نشان می‌دهد که رشد ناشی از تمرکززدایی بستگی به قدرت دولت‌های محلی دارد به‌گونه‌ای که تمرکززدایی از نوع مالیات منجر به نرخ بالای رشد اقتصادی در حالتی که تمرکززدایی سیاسی و اداری شدید باشد خواهد شد و تمرکززدایی مالیاتی در مناطقی که درآمد منطقه به‌صورت خودمختار کسب می‌شود تأثیر بیشتری خواهد داشت.

بانتین و مک ایون[2] (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی ارتباط نابرابری، تمرکززدایی و سیاست‌های باز توزیعی در کشورهای کانادا و آمریکا پرداخته‌اند. آن‌ها دریافتند که رشد نابرابری اقتصادی بر درجه و اثر تمرکززدایی در هر دو کشور مؤثر است اما رابطه بین نابرابری اقتصادی و تمرکززدایی به ساختار اقتصادی کشورها و عملکرد اجرایی در سیاست تمرکززدایی بستگی دارد.

لارس پی[3] و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به ارزیابی فدرالیسم مالی و نابرابری درآمد در سوئیس پرداخته‌اند. بر اساس نتایج پژوهش آن‌ها تمرکززدایی مالیاتی بدون سیستم بازتوزیع مجدد موجب کاهش درآمدهای مالیاتی خواهد شد و تمرکززدایی را می‌بایست با سیستم بازتوزیع کارا همراه نمود چراکه اثرات کاهش نابرابری ناشی از تمرکززدایی بستگی به نظام توزیع دارد.

اغلب مطالعات داخلی بر تأثیر تمرکززدایی مالی در رشد اقتصادی تأکید کرده‌اند اما تأثیر انواع تمرکززدایی مالی بر توسعه متوازن منطقه‌ای و کاهش نابرابری اقتصادی مسئله‌ای است که کمتر به آن توجه شده است. در پژوهش حاضر با توجه به ادبیات موضوع، اثر تمرکززدایی از جنبه‌های مختلف هزینه‌ای، عمرانی و درآمدی بر توزیع نابرابری بین استان‌ها در قالب الگوی اقتصادسنجی فضایی که قادر به ارزیابی اثرات سرریز نابرابری منطقه‌ای است، مورد آزمون تجربی قرار گرفته است.

---

1. Filippetti & Sacchi (2016)
2. Banting & McEwen (2018)
3. Lars P (2018)

۳- طراحی الگوی پژوهش

در این بخش، بر پایه مطالعات لسمان (۲۰۱۲)، سانگ (۲۰۱۳) و لیو و همکاران (۲۰۱۶)، سه الگو در قالب رگرسیون فضایی تدوین خواهد شد که الگوی اول خود با تغییر در معیار اندازه‌گیری تمرکززدایی مالی به چهار الگو تبدیل می‌شود. قبل از ارائه الگوهای ذکر شده ابتدا اقتصادسنجی فضایی به عنوان روش پژوهش معرفی می‌شود و سپس نحوه محاسبه شاخص نابرابری که به‌عنوان متغیر وابسته در الگوها به کار خواهد رفت، ارائه می‌شود و در انتهای این بخش الگوهای پژوهش در قالب معادلات ریاضی معرفی خواهند شد.

۳-۱- اقتصادسنجی فضایی

اقتصادسنجی فضایی شاخه‌ای از اقتصادسنجی است که اثرات فضایی[۱] را به کارکرد الگوهای مقطعی یا ترکیبی اضافه می‌کند. منظور از اثرات فضایی دو دسته از عوامل هستند که به مکان استقرار متغیرها مربوط می‌شوند و می‌توان آن‌ها را تحت عناوین وابستگی فضایی[۲] یا خودهمبستگی فضایی[۳] و ناهمسانی فضایی[۴] توضیح داد. این شاخه از اقتصادسنجی از یک جهت شباهت‌هایی با آمار جغرافی[۵] و آمار فضایی[۶] دارد، اما تفاوت اقتصادسنجی فضایی با آن‌ها درست مثل تفاوت اقتصادسنجی با آمار است (انسلین[۷]، ۲۰۰۸).

وابستگی فضایی به مفهوم وجود ارتباط بین آن‌چه در یک نقطه از فضا رخ می‌دهد با آن‌چه در نقطه‌ی دیگر روی می‌دهد است. دو موضوع ممکن است این وابستگی را ایجاد کند؛ نخستین عامل، وجود خطای اندازه‌گیری مربوط به مناطق مختلف است. دومین دلیل بنیادی‌تر بوده و از پدیده‌های مختلف در مورد واکنش‌های فضایی منتج می‌شود (کسرایی، ۱۳۸۵).

در کل، دو رویکرد به منظور برخورد با وابستگی فضایی وجود دارد. در یکی از آن‌ها بر اساس تئوری، ساختاری برای وابستگی فضایی فرض می‌شود. این ساختار در یک الگوی رسمی برای

---

1. Spatial Effects
2. Spatial Dependence
3. Spatial Autocorrelation
4. Spatial Heterogeneity
5. Geostatistics
6. Space Statistics
7. Anselin (2008)

تحلیل آماری به کار برده می‌شود. روش دوم مبتنی بر داده است و تفسیری از شکل مناسب وابستگی با استفاده از تعدادی شاخص نظیر آماره‌ی خودهمبستگی و وابستگی متقاطع ارائه می‌دهد.

اصطلاح ناهمسانی فضایی به انحراف در روابط بین مشاهده‌ها در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا اشاره دارد. چنان‌چه مکان استقرار متغیرها به عنوان مبنایی برای اثرات فضایی در نظر گرفته شود، روش‌های متفاوتی برای لحاظ کردن رابطه‌ی مکانی دو متغیر مفروض قابل اعمال است. مجاورت، فاصله‌ی مکانی، فاصله‌ی اقتصادی و استفاده از شبکه‌های اجتماعی از جمله معیارهایی هستند که می‌توانند مورد توجه قرار گیرند. به هر حال آن‌چه مشخص است در مطالعات فضایی، ارتباط فضایی متغیرها به صورت دو به دو و به صورت عددی بیان می‌شود. دو مسیر اصلی برای ملاحظه‌ی اثرات فضایی در معادلات رگرسیون متعارف وجود دارد؛ یکی از طریق متغیر وابسته (y) و دیگری از مسیر جملات خطا (u). در روش اول، y_i با توجه به وزن فضایی هر منطقه‌ی دیگر یعنی W_{ij} و ضریب رگرسیون (λ)، به مقادیر y_j که $i \neq j$ است، مرتبط می‌شود (فیشر و گتیس[1]، ۲۰۱۰).

با توجه به توضیحات فوق، الگوی وقفه فضایی و جزء خطای فضایی[2] (SARAR) برای داده‌های ترکیبی[3] به شرح زیر است (میلو[4]، ۲۰۱۴):

$$y = \lambda(I_T \otimes W_N)y + X\beta + u \quad (۱)$$

$$u = (l_T \otimes I_N)\mu + \varepsilon$$
$$\varepsilon = \rho(I_T \otimes W_N)\varepsilon + e \quad (۲)$$

در رابطه (۲)، ε برداری $n\times1$ با توزیع نرمال و واریانس ثابت است. y، بردار $NT\times1$ از مشاهدات به‌عنوان متغیر وابسته و X، ماتریس $NT\times K$ از متغیرهای توضیحی الگو است. W، ماتریس وزنی فضایی $N\times N$ است که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است. برای تعیین ماتریس مجاورت، می‌توان از روش مجاورت و همبستگی استفاده کرد. در این روش، با تعیین این‌که کدام منطقه با هم همسایه یا مجاور هستند، ماتریس مجاورت تشکیل می‌شود و بنابراین، با در نظر گرفتن

1. Fischer & Getis (2010)
2. Spatial Autoregressive with Autoregressive Error Model
3. Panel Data
4. Millo (2014)

وابستگی فضایی، واحدهایی که دارای رابطه همسایگی یا مجاورت هستند، نسبت به محل‌های دورتر می‌باید درجه وابستگی بیشتری نشان دهند. بدین ترتیب، می‌توان Wy را به عنوان یک متغیر با وقفه فضایی تعریف و وارد الگو کرد که ضریب λ شدت همبستگی فضایی میان مناطق را نشان می‌دهد.

۲-۳- اندازه‌گیری شاخص نابرابری

نابرابری‌های منطقه‌ای مهم هستند، زیرا ممکن است از تبعیض قومی ناشی شوند و می‌تواند زمینه ترویج تمایلات جدایی‌طلبانه و درگیری‌های داخلی باشد. نابرابری افقی بزرگ بین مناطق یک کشور ممکن است باعث ایجاد نابرابری عمودی میان تمام افراد یک کشور شود (کانبور و ونابلس[1]، ۲۰۰۵)؛ بنابراین نابرابری فضایی یکی از موضوعات بسیار با اهمیت در ادبیات کشورهای در حال توسعه محسوب می‌شود. معیارهایی که اغلب برای اندازه‌گیری نابرابری منطقه‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ شاخص‌های تایل (Theil)، ضریب تغییرات (CV)، جینی (GINI) و ضریب تغییرات وزنی-جمعیتی (PW-CV) هستند که هر یک دارای ویژگی‌های خاص خود می‌باشند. برخی از شاخص‌های ذکر شده در مطالعات بین کشوری و برخی در مطالعات درون کشوری کاربرد بیشتری دارند. بعضی از شاخص‌ها مانند شاخص تایل و اتکینسون به دلیل امکان تجزیه به زیرگروه‌های جمعیتی (درون‌گروهی و بین گروهی) در مطالعات شهری-روستایی مورد استفاده قرار می‌گیرند (محمدی و همکاران، ۱۳۹۵).

در این پژوهش از شاخص PW-CV به منظور اندازه‌گیری توزیع نابرابری استان‌ها استفاده شده است و در نتیجه برای هر استان یک شاخص در طی دوره پژوهش (۱۳۹۴-۱۳۸۰) محاسبه شده است. شاخص PW-CV در مطالعات درون کشوری بسیاری مورد استفاده قرار گرفته است (بارو و سالایی مارتین[2]، ۱۹۹۲؛ سالایی مارتین، ۱۹۹۶؛ پی کریاکو و روکا ساگالس[3]، ۲۰۱۴؛ ازکورا و راپون[4]، ۲۰۰۶؛ لسمان، ۲۰۱۲ و ۲۰۱۴) و بر اساس رابطه زیر برای هر استان در سال مدنظر محاسبه می‌شود:

---

1. Kanbur & Venables
2. Barro & Sala-i-Martin (1992)
3. P. Kyriacou & Roca-Sagalés (2014)
4. Ezcurra & Rapun (2006)

$$PWCV_{it}=[p_{it}(\ln\bar{y}-\ln y_{it})^2]1/2 \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، $\bar{y}$ متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه کشور، y_{it} و p_{it} به ترتیب تولید ناخالص داخلی سرانه و سهم جمعیت استان iام در زمان t هستند. بدین ترتیب برای هر استان در سال مورد نظر یک شاخص برآورد شده است. مزیت این شاخص این است که تحت تأثیر مقیاس‌های اندازه و تعداد واحدهای فضایی قرار نمی‌گیرد و در برابر مشاهدات دور افتاده و بزرگ مقاوم است. علاوه بر این، اصل انتقال پیگو-دالتون[۱] را که بیان می‌کند انتقال از مناطق فقیر به مناطق ثروتمند باید به‌طور یکنواختی میزان نابرابری را افزایش دهد، در نظر می‌گیرد (دالتون، ۱۹۲۰ و پیگو، ۱۹۱۲).

۳-۳- الگوی پژوهش

در این مطالعه به منظور محاسبه نابرابری منطقه‌ای از شاخص ضریب تغییرات وزنی جمعیتی، استفاده شده است. متغیرهای توضیحی و کنترل با توجه به پیشینه و هدف پژوهش و همچنین محدودیت‌های آماری کشور تدوین شده‌اند. برای به دست آوردن اطلاعات آماری ۳۰ استان کشور[۲]، از سالنامه آماری استان‌ها، منابع کتابخانه‌ای سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، اطلاعات و نشریات استانی وزارت امور اقتصادی و دارایی و سازمان سرمایه‌گذاری و کمک‌های فنی و اقتصادی ایران، طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴، استفاده شده است. متغیرهای ستانده استفاده شده به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ تعدیل شده‌اند.

با توجه به مبانی نظری و شناسایی متغیرها در ادبیات پژوهش، از سه الگوی کلی به شرح زیر برای بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر نابرابری استان‌ها استفاده خواهد شد؛ شاخص‌های تمرکززدایی استفاده شده در این بخش در مطالعات متعددی همچون؛ اوتس[۳]، ۱۹۸۵؛ داودی و ژو[۴]، ۱۹۹۸؛ دمیلو[۵]، ۲۰۰۰؛ ژانگ و ژو[۶]، ۲۰۰۱؛ آکای و ساکاتا[۷]، ۲۰۰۲؛ صادقی و همکاران، ۱۳۸۷؛ جعفری

---

1. Pigou–Dalton Transfer Principle

۲. اطلاعات آماری استان البرز که بعد از سال ۱۳۹۰ ارائه شده است، با استان تهران تجمیع شده است.

3. Oates (1985)
4. Davoodi & Zou (1998)
5. De Mello (2000)
6. Zhang & Zou (2001)
7. Akai & Sakata (2002)

صمیمی و همکاران، ۲۰۱۰؛ غفاری فرد و همکاران، ۱۳۹۳؛ علیزاده و گل خندان، ۱۳۹۴ و لیو و همکاران، ۲۰۱۶ مورد استفاده قرارگرفته است.

$$PWCV_{it} = \alpha + \lambda WI_{it} + \beta FD_{it} + \delta X_{it} + \mu + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

$$PWCV_{it} = \alpha + \lambda WI_{it} + \beta GS_{it} + \delta X_{it} + \mu + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

$$PWCV_{it} = \alpha + \lambda WI_{it} + \beta_1 FDT_{it} + \beta_2 LGDP_{it} + \beta_3 (FDT_{it} \times LGDP_{it}) + \delta X_{it} + \mu + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho W \varepsilon_{it} + e_{it} \quad (۷)$$

در تمام روابط i نشان‌دهنده استان و t بیانگر زمان است. $PWCV_{it}$، شاخص ضریب تغییرات وزنی-جمعیتی به عنوان عامل نابرابری منطقه‌ای است. FD_{it} بیانگر شاخص تمرکززدایی مالی است. در رابطه (۴) تمرکززدایی مالی به صورت چهار الگوی؛ نسبت مخارج کل (جاری به علاوه عمرانی) استان به مخارج کل کشور (FDT_{it})، نسبت مخارج جاری استان به مخارج جاری کل کشور (FDC_{it})، نسبت مخارج عمرانی استان به مخارج عمرانی کل کشور (FDS_{it}) و نسبت درآمد مالیاتی استان به‌کل درآمد مالیاتی کشور ($FDTAX_{it}$) برآورد شده است.

در رابطه (۵)، GS_{it} متغیر اندازه دولت است (نسبت بودجه استان به تولید ناخالص داخلی کشور) و در رابطه (۶) $LGDP_{it}$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها است و ضریب شاخص تمرکززدایی مالی در تولید ناخالص داخلی به منظور ارزیابی تمرکززدایی مالی با توجه به سطح توسعه‌یافتگی استان‌ها لحاظ شده است؛ بنابراین در نهایت شش الگو برآورد خواهد گردید.

عامل X_{it} در معادلات به منظور نشان دادن متغیرهای کنترلی در الگوها است که شامل: $LABOR_{it}$ نرخ مشارکت نیروی کار، FDI_{it} سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سرانه و EDU_{it} عامل سرمایه انسانی است که بر اساس نسبت تعداد دانش‌آموختگان دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی به جمعیت محاسبه شده است. عامل μ اثرات ثابت زمان یا مقاطع در الگوی ترکیبی است و W، ماتریس مجاورت وزنی، λ، اثر همبستگی فضایی و ρ تأثیر وقفه جزء خطا را در رگرسیون فضایی اندازه‌گیری می‌کنند. لازم به ذکر است اطلاعات بودجه‌ای و سرمایه‌گذاری بر اساس عملکرد منابع تخصیصی و اجرای طرح است. منابع داده‌های استفاده شده در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: منبع گردآوری اطلاعت

متغیرها	تعریف	مرکز جمع‌آوری داده
FDT	نسبت مخارج استان به مخارج کشور	سالنامه آماری استان‌ها، سایت مرکز آمار ایران و نشریات کتابخانه سازمان برنامه و بودجه
FDC	نسبت مخارج جاری استان به مخارج جاری کشور	سالنامه آماری استان‌ها، سایت مرکز آمار ایران و نشریات کتابخانه سازمان برنامه و بودجه
FDS	نسبت مخارج عمرانی استان به مخارج عمرانی کشور	سالنامه آماری استان‌ها، سایت مرکز آمار ایران و نشریات کتابخانه سازمان برنامه و بودجه
GDP	تولید ناخالص داخلی سرانه استان	سایت مرکز آمار ایران
FDTAX	نسبت درآمد مالیاتی استان به‌کل درآمد مالیاتی کشور	نماگرهای مالی و اقتصادی استان‌های کشور، دفتر مدل‌سازی و مدیریت اطلاعات اقتصادی معاونت امور اقتصادی و نشریات کتابخانه سازمان برنامه و بودجه
GS	شاخص اندازه دولت	سالنامه آماری استان‌ها، سایت مرکز آمار ایران و نشریات کتابخانه سازمان برنامه و بودجه
EDU	شاخص سرمایه انسانی	سالنامه آماری استان‌ها، سایت مرکز آمار ایران و نشریات کتابخانه سازمان برنامه و بودجه
FDI	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (به تفکیک استان محل اجرای طرح)	وزارت امور اقتصادی و دارایی، سازمان سرمایه‌گذاری و کمک‌های فنی و اقتصادی ایران، دفتر سرمایه‌گذاری خارجی
LABOR	نرخ مشارکت نیروی کار	سالنامه آماری استان‌ها، سایت مرکز آمار ایران

۴- برآورد پارامترهای الگو

پایایی متغیرهای پژوهش، به این معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه، استفاده از این متغیرها در مدل، باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. ولدریج[1] (۲۰۰۲)، بیان می‌کند که اگر تعداد مقاطع از زمان بیشتر باشد، آزمون ایستایی داده‌های ترکیبی ضروری نیست. با توجه به اینکه تعداد مقطع‌ها معادل با ۳۰ استان و دوره زمانی ۱۵ سال است، نیازی به انجام آزمون ایستایی نیست. به منظور به دست آوردن اثرات فضایی می‌باید ابتدا ماتریس مجاورت را به دست آورده و سپس آن را به ماتریس مجاورت مرتبه اول استاندارد شده تبدیل نمود. برای تشکیل ماتریس مجاورت،

[1]. Wooldrige (2002)

روش‌های گوناگونی وجود دارد که مجاورت خطی، رخ مانند، فیل مانند، خطی دوطرفه، رخ مانند دوطرفه و شاه مانند از آن جمله‌اند (الهورست[1]، ۲۰۱۴). در مطالعه حاضر، طبق پیشینه پژوهش، از الگوی شاه مانند استفاده شده است؛ بنابراین یک ماتریس مجاورت با ابعاد ۳۰×۳۰ با توجه به همسایگی استان‌ها محاسبه شده است. قبل از تخمین مدل، آزمون هاسمن فضایی به منظور تعیین الگوی داده‌های ترکیبی به صورت اثرات ثابت یا تصادفی انجام می‌شود (مالت و پیفافرمایر[2]، ۲۰۱۱)، سپس تشخیص‌های شرطی و نهایی همبستگی فضایی توسط آزمون LM[3] صورت می‌گیرد (بالتاجی و همکاران[4]، ۲۰۱۳). نتایج آزمون هاسمن و LM برای شش الگوی قابل برآورد در جداول (۲) و (۳) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون هاسمن فضایی

	آماره کای دو	درجه آزادی	مقدار احتمال
الگوی اول	۱/۷۵۴۶	۴	۰/۷۸۰۸
الگوی دوم	۴/۴۰۱۱	۴	۰/۳۵۴۴
الگوی سوم	۴/۰۴۴۷	۴	۰/۴
الگوی چهارم	۰/۴۰۵۹	۴	۰/۹۸۲
الگوی پنجم	۱/۹۰۰۳	۴	۰/۷۵۴۱
الگوی ششم	۴/۴۷۹	۶	۰/۶۱۲۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه آزمون هاسمن نشان می‌دهد که برآورد روش اثرات تصادفی در تمام الگوها مناسب است. چرا که مقدار آماره احتمال محاسبه شده بیش از ۵ درصد است. در نهایت الگوهای رگرسیونی ترکیبی فضایی با استفاده از روش اثرات تصادفی برازش خواهند شد.

جدول ۳: نتایج آزمون اثر تصادفی و همبستگی فضایی (LM)

	الگوی اول	الگوی دوم	الگوی سوم	الگوی چهارم	الگوی پنجم	الگوی ششم
آماره LM	۱۴۹۲/۷	۱۶۶۴/۳	۱۴۲۳/۷	۱۶۷۱/۳	۱۵۴۵/۱	۱۳۸۸/۶
مقدار احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Elhorst (2014)
2. Mutl & Pfaffermayr (2011)
3. Lagrange Multiplier
4. Baltagi (2013)

در جدول (۳)، فرض صفر بیان می‌کند که ضرایب همبستگی فضایی و یا اثرات تصادفی فضایی معنی‌دار نیستند؛ که برای تمام الگوها مقدار آماره احتمال به دست آمده فرض صفر را رد می‌کند. در نتیجه همبستگی فضایی الگوها مورد تائید است. در نهایت الگوهای رگرسیونی ترکیبی فضایی با استفاده از روش اثرات تصادفی در حالت وقفه فضایی و جزء خطا (SARAR)، با استفاده از روش حداکثر درست نمایی برازش شده است.

بر اساس اطلاعات جدول (۴)؛ وجود وابستگی فضایی قوی و از لحاظ آماری معنی‌دار در بین استان‌های ایران که بیان‌کننده وجود اثرات سرریز نابرابری اقتصادی است، در تمام الگوها به جز الگوهای چهارم و ششم تأیید شده است. وجود این نوع وابستگی را می‌توان به واسطه مقادیر پارامتر برآورد شده λ و ρ ملاحظه کرد. در الگوی اول ضریب λ تقریباً برابر ۳۷٪ و به طور متوسط در الگوی دوم و پنجم حدود ۳۰٪ محاسبه شده است؛ که به ترتیب در سطح احتمال ۹۵ و ۹۰ درصد، از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. مقادیر پارامتر λ بیانگر شدت بسیار قوی وابستگی فضایی در بین استان‌ها است و نابرابری اقتصادی استان‌ها تحت تأثیر اثرات همسایگی استان‌های مجاور قرار دارد. با توجه به مثبت بودن ضرایب می‌توان گفت افزایش نابرابری هر استان در صورت ثابت بودن سایر شرایط به طور متوسط منجر به افزایش توزیع نابرابری استان‌های مجاور خواهد شد. ضرایب ρ بیانگر تأثیر سایر عوامل موجود در جزء خطا بر نابرابری استان‌ها از طریق استان‌های هم‌جوار است؛ و با توجه به منفی بودن آن می‌توان گفت عوامل مؤثر در جزء خطا نابرابری در استان‌های مجاور را کاهش خواهد داد.

در الگوی اول شاخص تمرکززدایی مالی به صورت نسبت مخارج کل وارد شده است و همان‌طور که در جدول (۴) قابل مشاهده است با ضریب مثبت و تقریبی ۱۳٪ معنی‌دار برآورد شده است. این بدین معناست که افزایش تمرکززدایی مالی از نوع هزینه کل منجر به افزایش نابرابری منطقه‌ای در استان‌ها خواهد شد. همچنین علامت ضرایب برآوردی تمرکززدایی مالی از نوع عمرانی و درآمدی (مالیاتی) به ترتیب در الگوهای سوم و چهارم مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار ارزیابی شده‌اند اما ضریب تمرکززدایی مالی از نوع جاری معنی‌دار نیست. با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان گفت در کل تمرکززدایی مالی توزیع نابرابری منطقه‌ای را بدتر خواهد کرد و این نتیجه با نتایج تجربی مطالعات متعددی همچون ساچی و سالوتی[1] (۲۰۱۴)، پی کریاکو و ساگلاس[1]

[1]. Sacchi & Salotti

(۲۰۱۴)، لیو و همکاران (۲۰۱۶) و همچنین در مورد برخی نتایج حاصل از مطالعه عصاری آرانی و همکاران (۱۳۹۰) که به بررسی سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد پرداخته‌اند، مطابقت دارد.

جدول ۴: نتایج الگوهای رگرسیون ترکیبی خودهمبستگی و جزء خطای فضایی (SARAR)

الگوها / متغیرها	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
FDT	۰/۱۲۹۷** (۲/۳۱۷۱)	–	–	–	–	۱/۴۷۷۹** (۲/۹۱۲۱)
LABOR	۰/۰۰۷۸** (۲/۶۴۷۸)	۰/۰۰۷۷** (۲/۴۸۱۰)	۰/۰۰۸۸** (۲/۶۲۰۳)	۰/۰۰۷۸** (۲/۱۴۰۷)	۰/۰۰۵۶* (۱/۷۸۳۰)	۰/۰۰۴۳ (۰/۸۳۹۷)
EDU	−۰/۰۰۳۳** (−۲/۵۳۸۵)	−۰/۰۰۳۳** (−۲/۵۱۱۷)	−۰/۰۰۵۳** (−۲/۵۷۱۷)	−۰/۰۰۴۴* (−۱/۸۶۱۴)	−۰/۰۰۳۲** (−۲/۰۱۸۲)	−۰/۰۰۷۱*** (−۴/۷۸۳۵)
FDI	−۰/۰۰۰۱*** (−۳/۱۱۴۱)	−۰/۰۰۰۱*** (−۳/۲۸۵۴)	−۰/۰۰۰۱*** (−۳/۲۶۷۳)	−۰/۰۰۰۲*** (−۳/۷۴۷۰)	−۰/۰۰۰۱*** (−۳/۰۳۸۶)	−۰/۰۰۰۱*** (−۳/۱۸۰۰)
FDC	–	۰/۰۱۸۲ (۰/۳۰۰۱)	–	–	–	–
FDS	–		۰/۱۲۰۶*** (۳/۳۵۳۴)	–	–	–
FDTAX	–		–	۰/۰۴۶۴*** (۳/۹۴۴۴)	–	–
GS	–		–	–	۰/۰۲۴۲*** (۳/۱۴۲۴)	–
LGDP	–		–	–	–	۰/۰۲۴۳*** (۴/۵۳۸۰)
FD*LGDP	–		–	–	–	۰/۲۸۵۸*** (۳/۰۶۰۶)
Constant	۰/۰۱۵۳ (۱/۰۰۵۴)	۰/۰۲۲۶ (۱/۴۴۵۱)	۰/۰۲۰۵ (۱/۳۲۱۰)	۰/۰۵۸۶*** (۳/۳۳۲۷)	۰/۰۲۸۸* (۱/۸۷۱۸)	−۰/۰۳۹۱ (−۱/۲۸۰۱)
ϕ	۱۰/۴۴۲۰*** (۳/۴۵۳۱)	۱۰/۳۵۷۰*** (۳/۴۲۶۵)	۹/۹۳۲۸*** (۳/۴۴۲۴)	۹/۲۷۴۱*** (۳/۵۰۰۱)	۹/۸۷۳۶*** (۳/۴۶۹۰)	۹/۸۵۵۵*** (۳/۴۹۶۵)
ρ	−۰/۵۷۹۳** (−۲/۹۲۷۶)	−۰/۴۹۹۸** (−۲/۰۴۳۵)	−۰/۴۵۵۰* (−۱/۸۸۸۷)	۰/۱۶۲۰ (۰/۴۰۱۲)	−۰/۴۷۲۸** (−۲/۱۰۶۱)	۰/۱۶۳۷ (۰/۶۶۴۱)
λ	۰/۳۷۳۵** (۲/۶۵۱۱)	۰/۳۳۳۲* (۱/۸۵۹۲)	۰/۲۹۰۳ (۱/۵۸۸۵)	−۰/۲۰۳۶ (−۰/۴۸۱۹)	۰/۲۸۴۱* (۱/۶۶۱۴)	−۰/۳۰۴۵ (−۱/۲۸۷۶)
Log-Likelihood	۱۰۲۴/۵۹	۱۰۲۲/۱۰	۱۰۲۷/۵۷	۱۰۲۸/۳۶	۱۰۲۶/۸۰	۱۰۵۰/۷۴
تعداد مشاهدات	۴۵۰	۴۵۰	۴۵۰	۴۵۰	۴۵۰	۴۵۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز آماره t است. قابل‌توجه است که ***،**و * نشان‌دهنده معنی‌داری ضرایب به ترتیب در سطح احتمال ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ است.

[1]. Kyriacou & Sagalés

بر اساس مبانی نظری پژوهش ممکن است سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی به طور مؤثرتری توسط دولت مرکزی اجرا شود زیرا می‌تواند اثرات خارجی مثبت کالاهای عمومی را درونی سازد و تمرکززدایی این مسئولیت می‌تواند به کاهش کارایی فنی و تخصیصی بیانجامد که این امر در مورد کشورهای در حال توسعه بیشتر صادق است.

در الگوی پنجم عامل اندازه دولت وارد معادله شده است و ضریب برآوردی مثبت و معنی‌دار است؛ بنابراین هرچه اندازه دولت در استان‌ها بزرگ‌تر باشد نابرابری منطقه‌ای بیشتر خواهد شد. با توجه به اینکه سیاست تمرکززدایی به معنای افزایش اندازه دولت در استان‌ها و کاهش اندازه دولت مرکزی است، دولت مرکزی کوچک‌تر نقش کمتری در توزیع مجدد منابع یا درآمدها میان مناطق و سیاست‌های طرف تقاضا مانند سرمایه‌گذاری عمومی، بازی می‌کند.

بر اساس الگوی چهارم افزایش سهم درآمدهای مالیاتی استان‌ها نیز نابرابری منطقه‌ای را افزایش خواهد داد. به عقیده پرادهوم (۱۹۹۵)، مناطق ثروتمندتر با جمع‌آوری مالیات بیشتر، قادرند خدمات عمومی بیشتر و خدمات مشابه را در نرخ‌های مالیاتی کمتر فراهم آورند. در نتیجه تمرکززدایی، مانع همگرایی بین مناطق می‌شود؛ و طبق مطالعه سانگ (۲۰۱۳) افزایش قدرت مالیاتی دولت‌ها در مناطق مختلف موجب بالا رفتن نابرابری درآمدی در استان‌ها می‌شود؛ بنابراین، رقابت مالیاتی را می‌توان با تمرکزگرایی و سیستم توزیع مجدد از بین برد.

در الگوی آخر تولید ناخالص داخلی سرانه به صورت مستقل و ضریبی از تمرکززدایی مخارج وارد معادله شده است. با توجه به نتایج حاصل شده تمرکززدایی مالی در استان‌های توسعه‌یافته‌تر (استان‌های با درآمد سرانه بالاتر) نابرابری بین استانی را بیشتر افزایش خواهد داد. مداح و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی با بررسی قانون واگنر در ایران به این نتیجه رسیدند که رشد تولید ناخالص داخلی در هر دو بخش نفتی و غیر نفتی موجب افزایش اندازه دولت خواهد شد و با توجه به نتیجه حاصل شده از الگوی پنجم در پژوهش حاضر، با افزایش اندازه دولت نابرابری منطقه‌ای افزایش خواهد یافت. متغیرهای کنترلی تقریباً در تمامی الگوها نتایج مشابهی داشته‌اند، به‌گونه‌ای که نرخ مشارکت نیروی کار اثر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری داشته است؛ اما افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی موجب کاهش نابرابری می‌شود. با وجود این‌که عمده جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور در حوزه نفتی است اما به نظر می‌رسد اثرات سرریز ناشی از آن در الگوی فضایی توانسته است تأثیر خود را بر نابرابری منطقه‌ای نشان دهد.

۵- نتیجه‌گیری

یکی از موضوعات اساسی در حوزه اقتصاد بخش عمومی مبحث تمرکززدایی مالی و نقش آن در توزیع مجدد درآمدها و تخصیص منابع است. مبانی نظری و شواهد تجربی در کشورهای مختلف نتایج متفاوتی از نظریه مطرح شده را ارائه می‌دهند. پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های استانی طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۰ به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر نابرابری اقتصادی استان‌ها با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی پرداخته است. ارزیابی اولیه از توزیع نابرابری در استان‌ها نشان می‌دهد که مقدار شاخص ضریب تغییرات وزنی-جمعیتی در بین استان‌ها بسیار نابرابر است. نتایج حاصل از برازش رگرسیون‌ها نشان می‌دهد که اثرات سرریز حاصل از نابرابری در استان‌ها بسیار قابل توجه است. به‌گونه‌ای که ضریب همبستگی فضایی بین استان‌ها حدود ۳۷٪ است. به عبارت دیگر در صورت افزایش نابرابری در یک استان، در صورت ثابت بودن سایر شرایط، شاخص نابرابری در استان‌های مجاور با ضریب ۳۷ درصد رشد خواهد کرد.

نتایج حاصل از الگوهای رگرسیون ترکیبی فضایی نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی (هزینه‌ای، عمرانی و درآمدی) موجب افزایش نابرابری در استان‌ها می‌شود؛ و همچنین افزایش حجم بودجه استانی که به معنای بزرگ‌تر شدن اندازه دولت در استان‌ها است، نابرابری منطقه‌ای را بدتر خواهد کرد. باید توجه داشت که شاخص اندازه دولت به‌صورت نسبت مجموع بودجه جاری و عمرانی بر تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده است و افزایش این نسبت به معنای تخصیص منابع جاری و عمرانی بیشتر است که با توجه به الگوهای متمایزی که در آن‌ها شاخص‌های تمرکززدایی وارد شده است، این امر نابرابری را بدتر خواهد نمود. علاوه بر این تمرکززدایی مالی در استان‌هایی که تولید ناخالص داخلی سرانه بالاتری دارند نابرابری اقتصادی را بیشتر افزایش خواهد داد. ضرایب متغیرهای کنترلی الگوها بیانگر افزایش نابرابری منطقه‌ای در صورت افزایش نرخ مشارکت اقتصادی استان‌ها است اما افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی موجب کاهش نابرابری منطقه‌ای در ایران خواهد شد که می‌تواند ناشی از اثرات سرریز سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در حوزه نفتی باشد. همچنین افزایش عامل سرمایه انسانی نابرابری منطقه‌ای را کاهش خواهد داد.

در نهایت با توجه به مطالعات تجربی و نتایج حاصل از پژوهش حاضر، تمرکززدایی مالی به‌تنهایی نمی‌تواند انتظارات اقتصادی این سیاست در ایران را برآورده نماید و به نظر می‌رسد در صورت

همراهی سیاست‌های اصلاحی در بخش‌های مختلف درآمد و مخارج با تمرکززدایی مالی، بهتر بتوان به نتایج قابل انتظار که همان توسعه متوازن منطقه‌ای است، دست‌یافت.

منابع و مآخذ

۱. خداویسی، حسن. و عزتی شورگلی، احمد (۱۳۹۷). "بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی ایران: کاربردی از مدل‌های حالت- فضا و خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی". فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **۸**(۳۱): ۱۶۸-۱۵۱.

۲. سامتی، مرتضی. فرهمند، شکوفه. و موسوی، مریم السادات (۱۳۹۳). "تحلیل اثرات تمرکززدایی مالی بر ارتباط متقابل رشد و توزیع عادلانه منابع مالی در استان‌های ایران (۱۳۸۶-۱۳۸۰)". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) **۴**(۳): ۲۲-۱.

۳. صادقی شاهدانی، مهدی. و آقاجانی معمار، احسان (۱۳۹۴). "اثر تمرکززدایی مالی نسبی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای ایران". تحقیقات مدلسازی اقتصادی **۵**(۲۰): ۱۹۱-۱۵۹.

۴. صادقی، حسین. صباغ کرمانی، مجید. و شقاقی شهری، وحید (۱۳۸۷). "بررسی اثرات تمرکززدایی مالی بر کنترل فساد". مجله تحقیقات اقتصادی **۴۳**(۴): ۲۳۶-۲۰۷.

۵. عباسی، ابراهیم. رستگارنیا، فاطمه. و حسینو، مهدی (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت و رشد اقتصادی استان‌ها". فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه **۲۰**(۲): ۱۹-۳.

۶. عصاری آرانی، عباس. عاقلی، لطفعلی. شفیعی، سعید. و رسولی میر، میثم (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد در ایران". پژوهشنامه اقتصادی **۱۱**(۱): ۴۸-۳۱.

۷. علیزاده، محمد. و گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۴). "آزمون فرضیه لویاتان برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)". فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران **۴**(۱۴): ۱۶۶-۱۴۱.

۸. غفاری‌فرد، محمد. صادقی شاهدانی، محمد. کمیجانی، اکبر. و زاهدی‌وفا، محمد هادی (۱۳۹۳). "تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی مناطق مختلف ایران (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۲۲**(۷۱): ۱۴۲-۱۲۵.

۹. کسرایی، اسرافیل (۱۳۸۵). "نظریه همگرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه‌ای". مجله تحقیقات اقتصادی **۴۱**(۶): ۶۴-۲۷.

۱۰. گل خندان، ابوالقاسم. بابائی آغ اسمعیلی، مجید. و محسنی‌نیا، رقیه (۱۳۹۶). "سنجش تاثیر غیر خطی تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت در استان‌های ایران (رهیافت Cup-FM)." فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۲۵**(۸۲): ۱۳۷-۱۱۱.

۱۱. محمدی، احمد. خانزادی، نوید. و حبیبی، فاتح (۱۳۹۵). "تجزیه نابرابری درآمدی در استان کردستان بر حسب مناطق شهری و روستایی". دو فصلنامه سیاست‌گذاری اقتصادی **۹**(۱۸): ۱۳۱-۱۵۶.

۱۲. مداح، مجید. جیحون‌تبار، فوزیه. و نجفی، زهرا (۱۳۹۴). "بررسی شش تفسیر از قانون واگنر در اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت بر اساس تکنیک‌های اقتصاد سنجی". دو فصلنامه سیاست‌گذاری اقتصادی **۷**(۱۳): ۱۳۲-۱۱۱.

13. Anselin, L. Le Gallo, J. and Jayet, H. (2008). *Spatial Panel Econometrics, the Econometrics of Panel Data*, Springer, Berlin, Heidelberg.
14. Baltagi, B. Egger, P. and Pfaffermayr, M. (2013). "A Generalized Spatial Panel Data Model with Random Effects". Econometric Reviews **32**: 650-685.
15. Banting, K. and McEwen, N. (2018). "Inequality, Redistribution and Decentralization in Canada and the United Kingdom". Comparative Territorial Politics doi: https://doi.org/10.1007/978-3-319-58074-6_5.
16. Barro, R.J. and Sala-i-Martin, X. (1992). "Convergence". J. Polit. Econ **100**(2): 223-251.
17. Brennan, G. and Buchanan, J. M. (1980). *The Power to Tax: Analytical Foundations of a Fiscal Constitution*, Cambridge, New York, Melbourne: Cambridge University Press.
18. Capello, R. (2015). *Regional Economics*, United Kingdom, Routledge.
19. Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics; from Cross- Sectional Data to Spatial Panels*, Springer Briefs in Regional Sciences.
20. Emily, Y. (2001). "The Fffects of Fiscal Decentralization on Health Care in China". University Avenue Undergraduate Journal of Economics **5**(1): 98-133.
21. Ezcurra, R. and Rapun, M. (2006). "Regional Disparities and National Development Revisited: The Case of Western Europe". Eur. Urban Reg. Stud **13**(4): 355-369.
22. Feld, L.P. Frey, C. Schaltegger, C.A. and Schmid, L.A. (2018). "Fiscal Federalism and Income Inequality: An Empirical Analysis for Switzerland". CESifo Working Paper No: 7407. https://ssrn.com/abstract=3338761.
23. Ficher, M. and Getis, A. (2010). *Handbook of Applied Spatial Analysis*, Springer, Heidelberg, Dordrecht London, New York.

24. Filippetti, A. and Sacchi, A. (2016). "Decentralization and Economic Growth Reconsidered: The Role of Regional Authority". Environment and Planning C: Government and Policy **34**(8): 1793-1824.
25. Hayek, F. A. (1945). "The Use of Knowledge in Society". The American Economic Review **35**(4): 519-530.
26. Hendeson, J.V. (2002). "Urbanization and Economic Growth: The So What Question". Journal of Economic Growth **8**(1): 47-71.
27. Jin, J. and Zou, H. (2002). "How does Fiscal Decentralization Affect Aggregate, National, and Subnational Government Size?". Journal of Urban Economics **52**: 270-293.
28. Kanbur, R. and Venables, A. J. (2005). *Spatial Inequality and Development*, Oxford, Oxford University Press.
29. Lessmann, C. (2012). "Regional Inequality and Decentralization: An Empirical Analysis". Environment and Planning **44**(6): 1363-1388.
30. Lessmann, C. (2014). "Spatial Inequality and Development-Is there an Inverted-U Relationship?". CESifo Working Paper: 3622.
31. Liu, Y. Martinez-Vazquez, J. and Wu, A. M. (2016). "Fiscal Decentralization, Equalization, and Intra-provincial Inequality in China". International Tax and Public Finance **23**(3): 1-34.
32. Millo, G. (2014). "Maximum Likelihood Estimation of Spatially and Serially Correlated Panels with Random Effects". Computational Statistics and Data Analysis **71**: 914-933.
33. Mult, J. and Pfaffermayr, M. (2011). "The Hausman Test in a Cliff and Ord Panel Model". The Econometrics Journal **14**(1): 48-76.
34. Musgrave, R. (1959). *The Theory of Public Finance: A Study in Public Economy*, New York, McGraw-Hill.
35. Oates, W. (1972). *Fiscal Federalism*, New York, Harcourt Brace Jovanovich.
36. Oates, W. (1993). "Decentralization and Economic Development". National Tax Journal **46**: 237-243.
37. P. Kyriacou, A. and Roca-Sagales, O. (2014). "Regional Disparities and Government Ruality: Redistributive Conflict Crowds out Good Government". Spatial Economic Analysis **9**(2): 183-201.
38. P. Kyriacou, A. Gallo, L. and Roca-Sagales, O. (2013). "Fiscal Decentralization and Regional Disparities: The Importance of Good Governance". Regional Science **94**: 89-107.
39. Prud'homme, R. (1995). "On the Dangers of Decentralization". World Bank Economic Review **10**(2): 201-220.
40. Qian, Y. and Roland, G. (1998). "Federalism and the Soft Budget Constraint". American Economic Review **77**: 265-284.

41. Qian, Y. and Weingast, B. (1997). "Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives". Journal of Economic Perspectives **11**(4): 83-92.
42. Sacchi, A. and Salotti, S. (2014). "The Effects of Fiscal Decentralization on Household Income Inequality: Some Empirical Evidence". Spatial Economic Analysis **9**(2): 202-222.
43. Sala-i-Martin, X. (1996). "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence". Eur. Econ. Re **40**(6): 1325-1352.
44. Song, Y. (2013). "Rising Chinese Regional Income Inequality: The Role of Fiscal Decentralization". China Economic Review**27**: 294–309.
45. Wooldridge, J. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

Assessing the effects of fiscal decentralization on regional inequality in Iran: A spatial panel data approach

Mohammad Reza Eskandariata[1*]
Nader Mehregan[2]

Received: 14-02-2019 Accepted: 04-03-2019

Abstract

The purpose of this study is to assess the effect of the policy of fiscal decentralization on the economic inequality in the provinces of Iran during the period of 2001-2015. Most studies in Iran have assessed the impact of fiscal decentralization on economic growth positively, but whether or not fiscal decentralization affects the distribution of economic inequalities in provinces is the question that the present study seeks to answer. The inequality index of the Population-Weighted Coefficient of Variation (PW-CV) shows that Iran's provinces during the research period have had a very disproportionate economic distribution. The results of estimating Spatial Autoregressive with Autoregressive Error (SARAR) regression models indicate a strong spatial dependency among the provinces; the inequality index of each province with an approximate coefficient of 37% is affected by the economic inequality in the neighborhood provinces. The coefficients of the decentralization of expenditure, construction and revenue variables have positive and significant effects on economic inequalities. So, it can be said that fiscal decentralization increases regional inequality. Also, the government size indicator indicates an increase in inequality if the provincial budget share increases relative to the gross domestic product per capita. The impact of the decentralization policy in the developed provinces shows that the higher the per capita GDP of the provinces is, the further fiscal decentralization will increase economic inequality.

Keywords: Fiscal decentralization, Regional inequality, Spatial econometrics.

JEL Classification: D63, C31, R11, H77.

[1]- Ph.D. Student of Public Economics at the University of Mazandaran
Email: Eskandariata86@gmail.com
[2]- Professor of Economics at the Bu-Ali Sina University

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

برآورد انتقال تلاطم بین نرخ ارز و بازدهی بازار سهام به تفکیک صنایع در ایران

اسمعیل ابونوری[۱]
غلامرضا کشاورز حداد[۲]
ایمان میرزا آقانسب[۳*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۲۳

چکیده

تلاطم و پیش‌بینی آن یکی از موضوعات مهم مورد مطالعه در بازار مالی می‌باشد. به طوری که بسیاری از مدل‌های تخصیص پرتفوی و قیمت‌گذاری و مدیریت ریسک بر پایه میزان تلاطم بدست می‌آید. از این رو در این مطالعه انتقال تلاطم بین نرخ ارز و بازدهی بازار سهام به تفکیک صنایع مختلف در ایران برای فروردین ۱۳۸۸ تا خرداد ۱۳۹۸ با استفاده از مدل DECO-GARCH با توجه به شکست ساختاری و بدون شکست ساختاری بررسی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که برآورد مدل با شکست ساختاری در واریانس شرطی درجه پایداری تلاطم را کاهش می‌دهد. همچنین مدل مورد نظر با شکست ساختاری نتایج دقیق‌تری را در مقایسه با مدل بدون شکست ساختاری ارائه می‌دهد. سرانجام با استفاده از شاخص سرریز، ارتباط و همگرایی میان بازارها و همچنین جهت و شدت سرریز میان بازارها ارزیابی شده است. نتایج نشان می‌دهد که شاخص سرریز بازدهی کل ۷.۳۶ درصد می‌باشد. همگرایی میان بازارها نسبتا پایین می‌باشد. همچنین صنایع محصولات شیمیایی و خودرویی بازارهای غالب هستند.

واژه‌های کلیدی: مدل DECO-GARCH، شکست ساختاری در تلاطم، شاخص سرریز.

Keyword: GARCH Models, Structural Breaks, Portfolio Management.
JEL Classification: C32, C58, G10.

۱. استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی، دانشگاه سمنان esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir
۲. دانشیار اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف g.k.haddad@sharif.edu
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سمنان (نویسنده مسئول) iman.aghanasab@semnan.ac.ir

۱- مقدمه

ساختارهای در هم تنیده اقتصادهای امروزی باعث می‌شود تا تغییرات در یک بخش یا یک کشور به سرعت به بخش‌ها یا اقتصاد دیگر کشورها گسترش یابد. شواهد تجربی نشان داده‌اند که بازارها از یکدیگر جدا نیستند و حرکت‌های آن‌ها در یک فضای جدا از یکدیگر صورت نمی‌گیرد. یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور، بازار مالی می‌باشد به طوری که شرایط این بازارها به شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تاثیرگذار است و به شدت از سایر بخش‌ها تاثیر می‌پذیرد. لذا پیش‌بینی نوسانات بازدهی بازارهای مالی یکی از مهم‌ترین موضوعات مورد مطالعه در دو دهه‌ی اخیر بوده است. نوسانات بازدهی به عنوان یک عامل مؤثر در تعیین و کنترل ریسک سرمایه‌گذاری، نقش مهمی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران ایفا می‌کند. دلیل اصلی اهمیت نوسانات بازارهای مالی این است که نوسانات می‌تواند بر فعالیت‌های واقعی اقتصاد تأثیر گسترده‌ای داشته باشد. این مسئله، درک بهتری از ساز و کار نوسانات را ایجاب می‌کند. در واقع یکی از دغدغه‌هایی که فعالان اقتصادی و مالی با آن روبرو هستند، ریسک ناشی از تلاطم قیمت‌ها و نحوه مقابله با آن می‌باشد. نوسانات پیش‌بینی نشده قیمت‌ها علاوه بر این‌که امکان برنامه‌ریزی دقیق کسب و کار را مختل می‌کند در بردارنده‌ی آثار رفاهی نامطلوبی نیز می‌باشد. لذا تلاطم یا نوسان و پیش‌بینی آن یکی از موضوعات مهم در بازار مالی است. از جمله بازارهای مالی مهم بازار سهام و ارز می‌باشد. بازار مالی ایران نیز از این امر مستثنی نمی‌باشد. در واقع طی سال‌های اخیر بازار ارز و سهام ایران نیز دچار نوساناتی بوده است. از سویی دیگر کشور ایران به عنوان یکی از صادرکنندگان نفت در دنیا محسوب می‌شود، لذا تغییرات در قیمت نفت می‌تواند بر روی بازارهای مالی ایران تاثیرگذار باشد. بنابراین بررسی میزان تلاطم میان بازارهای مالی و نحوه‌ی انتقال تلاطم میان بازارهای مالی می‌تواند برای یک سرمایه‌گذار و سیاست‌گذاران در تعیین و مدیریت ریسک مهم باشد.

از جمله رهیافت متعارف در مدل‌سازی تلاطم در بازارهای مالی و همچنین برای شناسایی و اندازه‌گیری ریسک از انواع مدل‌های خانواده‌ی گارچ است[1]. اما از آن‌جا که مدل‌های گارچ متعارف شکست‌های ساختاری در تلاطم یا نوسان (واریانس شرطی) را در نظر نمی‌گیرند و فرض

[1]. Hammoudeh et al (2010, 2014); Aroui et al (2011); Mensi et al (2013); Silvennoinen and Thorp (2013); Aboura and Chevallier (2015)

می‌کنند هیچ‌گونه شکستی در ساختار تلاطم رخ نمی‌دهد (کانگ و همکاران، ۲۰۱۱)[1] عدم لحاظ این شکست ساختاری می‌تواند به تصریح ضعیف واریانس شرطی و در نتیجه می‌تواند منجر به گرایش بسیار زیاد در درجه پایداری نوسانات شود[2].

فرضیه پژوهش عبارت است از این‌که انتقال تلاطم میان بازار سهام و نرخ ارز در صورت وجود شکست ساختاری در واریانس شرطی و عدم وجود شکست ساختاری متفاوت است. از این رو در این پژوهش به بررسی انتقال تلاطم میان نرخ ارز و بازار سهام پرداخته می‌شود. همچنین باید به این نکته اشاره کرد که در این پژوهش انتقال تلاطم میان نرخ ارز و صنایع مختلف بازار سهام یعنی صنعت خودرویی و ساخت قطعات، بانک‌ها و موسسات اعتباری، فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی نیز مورد بررسی قرار می‌دهد. برای این منظور پس از بررسی مبانی نظری و مطالعات تجربی، ابتدا به تعیین نقاط شکست ساختاری در تلاطم (واریانس شرطی) با استفاده از الگوریتم مجموع مربعات تکراری[3] که توسط اینکلان و تیائو (۱۹۹۴)[4] مطرح شد، پرداخته می‌شود. سپس با استفاده از مدل همبستگی همسان پویا[5] که توسط انگل و کلی[6] (۲۰۱۲) مطرح شد، به بررسی انتقال تلاطم میان نرخ ارز و بازار سهام با لحاظ و عدم لحاظ شکست ساختاری در نوسانات می‌پردازد. در نهایت به بررسی جهت انتقال نوسانات (واریانس غیر شرطی) با استفاده از مدل VARتعمیم‌یافته که توسط دایبولد و یالماز (۲۰۰۹ و ۲۰۱۲)[7] مطرح شد، می‌پردازد[8].

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- تعریف تلاطم

در مباحث مالی، تلاطم را معمولا به صورت انحراف معیار (σ) و یا واریانس (σ^2) نشان می‌دهند که به صورت زیر محاسبه می‌شود (پون و گرنجر، ۲۰۰۳)[9].

---

1. Kang et al (2009)

۲. برای اطلاعات بیشتر، Aggarwal et al (199), Hammoudeh and Li (2008), Hillebrand (2005) Mikosh and Starica (2004) and Salisu and Fasanya (2013) مطالعه شود.

3. Iterative Cumulative Sum of Squares (ICSS)
4. Inclan and Tiao (1994)
5. Dynamic Equi Correlation (DECO)
6. Engle and Kelly (2012)
7. Diebold and Yilmaz (2009, 2012)
8. Awartani and Maghyereh (2013); Zhang and Wang (2014); Antonakakis and Kizys (2015); Zhou et al (2012); Antonakakis et al (2016);Yarovaya et al, (2016)
9. Poon and Granger (2003)

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N-1}\sum_{t=1}^{N}(R_t - \bar{R})^2 \qquad (۱)$$

که در آن $\bar{R}$ بیانگر میانگین بازدهی سهام است. از آن‌جا که معادله (۱)، برآورد بدون تورش از σ^2 را نشان می‌دهد، ریشه دوم $\hat{\sigma}^2$ برآورد تورش‌دار از σ را نشان می‌دهد. از ویژگی‌های مهمی که در مورد سرهای زمانی مالی و تلاطم بازارهای مالی وجود دارد این است که می‌توان در مطالعات مختلف جمع‌آوری کرد. این ویژگی‌های مهم شامل توزیع‌های دم پهن، سری بازدهی دارایی‌ها، تلاطم خوشه‌ای، عدم تقارن، خاصیت بازگشت به میانگین و حرکات همزمان در سراسر دارایی‌ها و بازارهای مالی می‌باشند. مطالعات اخیر نشان می‌دهند که بررسی ارتباط بین تلاطم قوی‌تر از ارتباط بین بازدهی‌ها می‌باشد. به دلیل این‌که تلاطم سرهای زمانی مالی ساختار پیچیده‌ای دارند (دایبولد و دیگران، ۱۹۹۸)[1] بیان می‌کنند که پیش‌بینی نوسانات با توجه به سطح جاری نوسانات، ساختار نوسانات و افق پیش‌بینی متفاوت می‌باشد.

۲-۲- علت تلاطم در بازار مالی، نرخ ارز و بازار سهام

در این بخش علت‌های تلاطم بازار مالی، در بازار سهام و نرخ ارز به تفکیک در جدول ۱، جدول ۲ و جدول ۳ با اشاره به منابع خلاصه شده است.

جدول ۱: علت تلاطم در بازار مالی

فاما (۱۹۶۵)	روزهای تجاری و غیر تجاری بر تلاطم اثر می‌گذارد.
راجکوپال و نتاچاکالام (۲۰۱۱)	اثرات اهرمی بر تغییرات تلاطم موثرند.
بلک (۱۹۷۶)	تغییرات قیمت سهم بر روی تلاطم موثر می‌باشد.
دالی (۲۰۰۸)	حجم تجاری مهمترین عامل تلاطم در کوتاه‌مدت می‌باشد.
کوتاری (۲۰۰۰)	هر چه اطلاعات صورت‌های مالی دارای شفافیت بیشتری باشد، تلاطم کمتر است.
هریس (۲۰۰۳)	نوسان کوتاه‌مدت و زودگذر بازده سهام به دلیل معامله سهام توسط افراد ناآگاه می‌باشد.
شیلر (۲۰۰۰)	تغییرات بنیادین در رفتار سرمایه‌گذاران موجب تلاطم می‌شود.
صمدی (۱۳۸۶)	عوامل سیاسی مانند جنگ، صلح و... و عوامل اقتصادی مانند رکود، تورم و...
شهرازی (۱۳۹۳)	ورود اخبار، اطلاعات جدید و دادهای پر فرکانس، پشت سر هم موجب نوسان (تلاطم) می‌شود.

منبع: گردآوری توسط نویسنده‌ها بر اساس فهرست منابع

[1]. Diebold (1998)

جدول ۲: علت تلاطم در نرخ ارز

سال	علت تلاطم
۱۳۸۹-۱۳۸۱	یکسان سازی نرخ ارز و وابستگی عرضه ارز به درآمدهای نفتی، لذا تغییرات قیمت نفت باعث تغییر نرخ ارز می‌شد[۱].
مهر ماه ۱۳۸۹	اخلال در صدور حواله ارزی به مقصد بانک‌های کشور امارات، که باعث افزایش نرخ ارز در بازار آزاد شد.
مهرماه ۱۳۸۹- فروردین ۹۰	افزایش نرخ ارز به علت مازاد تقاضای معاملاتی که به دلیل تامین مالی واردات بود.
اردیبهشت ۱۳۹۰	افزایش تقاضای سفته‌بازی ارز که موجب افزایش بیشتر نرخ ارز شد.
آبان ۱۳۹۰	افزایش روزافزون و تقاضای سوداگرانه ارز برای کسب سود بیشتر، چشم‌انداز منفی از آینده تحریم، گسترش فضای رانت، افزایش فشار تورمی، تصویب تحریم جدید اتحادیه اروپا در خصوص تحریم خرید نفت از ایران
تیرماه ۱۳۹۱	کاهش درآمدهای ارزی و افزایش نرخ ارز به دلیل کاهش صادرات نفت، تحریم‌های اتحادیه اروپا، ممنوعیت واردات
مهرماه ۱۳۹۲- پاییز ۹۵	بازار ارز روند نسبتا باثباتی طی کرده است.
آذر ۱۳۹۵	افزایش نرخ ارز به دلیل کاهش رشد اقتصادی، افزایش تورم، کسری بودجه، کاهش قیمت جهانی نفت
بهار ۱۳۹۶	انتخابات ریاست جمهوری و ثبات در بازار ارز
تابستان ۱۳۹۶	افزایش نرخ ارز به دلیل تقاضای ارز زیارتی، کاهش نرخ سود بانکی و سخنرانی ترامپ در مورد برجام
زمستان ۱۳۹۶	افزایش نرخ ارز و عدم تاثیرگذاری سیاست‌های اقتصادی دولت بر افزایش نرخ ارز از جمله راه‌اندازی سامانه نیما
بهار ۱۳۹۷	افزایش نرخ ارز به دلیل جنگ روانی ناشی از خروج آمریکا از برجام و یکسان‌سازی نرخ ارز به مبلغ ۴۲۰۰ تومان
تابستان ۱۳۹۷	افزایش نرخ ارز به دلیل تقاضای شدید ارز
مهر ۱۳۹۷	روند نزولی نرخ ارز به دلیل پیوستن ایران به لایحه کنوانسیون مبارزه با تامین مالی تروریسم
زمستان ۱۳۹۷	ثبات در نرخ ارز

منبع: گردآوری توسط نویسنده‌ها بر اساس فهرست منابع

[۱]. شاکری، ۱۳۹۰

جدول ۳: علت تلاطم در بازار سهام

سال	علت تلاطم
۱۳۸۷	فروکش بحران جهانی و رشد صعودی شاخص بورس
۱۳۹۰	افت سودآوری صنایع
۱۳۹۱	افزایش شاخص بورس به دلیل افزایش قیمت دلار
نیمه دوم ۱۳۹۱	افت شاخص به دلیل افزایش تورم و تحریم
خرداد ۱۳۹۲	رشد شاخص به دلیل انتخابات ریاست جمهوری
شهریور ۱۳۹۲	کاهش شاخص به دلیل درگیری در کشور سوریه
مهر ۱۳۹۲- دی ۹۲	افزایش شاخص به دلیل خوش‌بینی نسبت به مذاکرات هسته‌ای
اواسط دی ۱۳۹۲	افت شاخص به دلیل رکود اقتصادی، افزایش نرخ سود بانکی، گران شدن سوخت و انرژی
نیمه اول ۱۳۹۳	رکود در بورس به دلیل گران شدن انرژی، هدفمندی یارانه‌ها، اجازه ندادن دولت به شرکت‌ها جهت افزایش سود و حمله داعش به عراق
نیمه دوم ۱۳۹۳	افت شدید در بازار سهام به دلیل عدم توافق ایران با ۵+۱
ابتدای ۱۳۹۴	افزایش شاخص به دلیل توافق اولیه هسته‌ای در لوزان، کاهش نرخ سود بانکی
تابستان ۱۳۹۴	کاهش شاخص به دلیل کاهش قیمت نفت، و به مجمع رفتن بانک‌ها
دی ماه ۱۳۹۴	رشد شاخص به دلیل توافق هسته‌ای و به دنبال آن سفر هیت دولت به کشورهای اروپایی، برداشته شدن تحریم سوئیفت بانک‌ها و قرارداد خودرویی
نیمه اول ۱۳۹۵	رشد شاخص به دلیل خبر قطعی شدن رفع تحریم‌های هسته‌ای و افزایش قیمت نفت
اردیبهشت ۱۳۹۶	روند صعودی شاخص کل به دلیل خوش‌بینی نسبت انتخابات ریاست جمهوری ایران
خرداد ۱۳۹۶	کاهش شاخص به دلیل کاهش قیمت کالاها در بازار جهانی همچنین نگرانی تصویب تحریم آمریکا
مرداد ۱۳۹۶	افزایش شاخص به دلیل افزایش قیمت جهانی فلزات پایه‌ای
بهمن ۱۳۹۶	تشدید نوسان در بازار سهام به دلیل افزایش نرخ ارز

منبع: گردآوری توسط نویسنده‌ها بر اساس فهرست منابع

۳-۲- ارتباط میان نرخ ارز و بازار سهام

با توجه به اهمیت نرخ ارز و بازار سهام در اقتصاد کشورها، ارتباط بین نرخ ارز و بازار سهام به صورت جامع مورد مطالعه قرار گرفته است. در سال‌های اخیر به دلیل حذف تدریجی موانع ورود و خروج سرمایه، تنوع سرمایه‌گذاری در سطح بین‌المللی و کاهش محدودیت‌های ارزی، این بازارها به یکدیگر وابسته شده‌اند.

دورنبوش و فیشر[1] (۱۹۸۰)، با طرح مدل‌های جریان‌گرا[2] فرض می‌کنند که عامل مهم تعیین‌کننده نرخ ارز، حساب جاری و تراز تجاری کشور می‌باشد. به این ترتیب که تغییرات نرخ ارز بر رقابت

[1]. Dornbusch and Fisher (1980)
[2]. Flow-Oriented

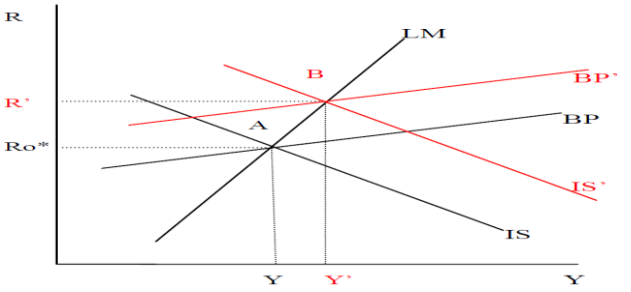
بین المللی و تراز تجاری تاثیر گذاشته و از این طریق بر متغیرهای اقتصاد همچون تولید و درآمد واقعی و همچنین بر جریان نقدینگی آتی و جاری شرکت‌ها و قیمت سهام آن‌ها تاثیر می‌گذارد. برانسون[1] (۱۹۸۳)، مدل‌های سهام‌گرا[2] را مطرح کرد. در این مدل‌ها که شامل مدل توزان پرتفلیو و مدل پولی می‌باشند، فرض می‌شود که حساب سرمایه، عامل تعیین‌کننده نرخ ارز می‌باشد. در مدل پرتفلیو چنین بیان می‌شود که بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه منفی وجود دارد. بر اساس این مدل کاهش قیمت سهام باعث کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی می‌شود، لذا منجر به تقاضای کمتر برای پول به همراه نرخ بهره پایین‌تر می‌شود. کم شدن نرخ بهره باعث خروج سرمایه به سمت بازارهای خارج از کشور می‌شود، که این امر با فرض ثابت بودن سایر شرایط و کاهش ارزش پول داخلی، موجب گران‌تر شدن نرخ ارز می‌گردد. گاوین[3] (۱۹۸۹) در مدل پولی چنین بیان می‌کند که بر عکس دو مدل فوق، میان نرخ ارز و قمیت سهام رابطه‌ای وجود ندارد. باتاچاریا و موخرجی[4] (۲۰۰۲)، بیان می‌کنند که میان نرخ ارز و قیمت سهام ارتباط وجود دارد. لذا بر اساس مدل مارکویتز، به بررسی تغییرات نرخ ارز و قیمت سهام می‌پردازند. آیدمیر و همکاران[5] (۲۰۰۹) بیان می‌کنند که بر اساس تئوری‌های اقتصاد کلاسیک میان نرخ ارز و بازار سهام ارتباط وجود دارد. ابونوری و همکاران (۱۳۹۱) رابطه بین نرخ ارز و بازار سهام را از دو جهت مطرح نمودند.

الف) مسیر اثرات بازار سهام بر نرخ ارز

الف) میشکین[6] (۲۰۰۱) بیان می‌کند با افزایش قیمت سهام، ارزش حقوق صاحبان سهام بیشتر می‌شود و لذا موجب افزایش انگیزه خانوارها برای دارایی‌های غیر نقدی می‌شود. این تغییرات در مدل اقتصاد باز ماندل- فلمینگ بیان شده است. همچنین بر اساس منحنی J، میان نرخ ارز و حساب جاری رابطه معکوس وجود دارد. با توجه به مباحث فوق، در شکل (۱) تعادل مدل اقتصاد باز در نقطه A مشاهده می‌شود. وقتی قیمت سهام در نرخ بهره معین افزایش می‌یابد، موجب افزایش مخارج می‌شود (منحنی IS به IS' در شکل (۱) منتقل می‌شود). منحنی LM ثابت است و تحت

1. Branson (1983)
2. Stock-Oriented
3. Gavin (1989)
4. Bhattacharya and Mukherjee (2002)
5. Aydemir (2009)
6. Mishkin (2001)

تاثیر تغییرات قیمت سهام قرار نمی‌گیرد. بنابراین نقطه B به عنوان تعادل جدید خواهد بود که همراه با تولید بالاتر و نرخ بهره بالاتر می‌باشد.



منبع: میشکین، ۲۰۰۱

شکل ۱: تحلیل ساده با استفاده از منحنی IS- LM

نرخ بهره بالاتر، باعث جذب سرمایه‌های خارجی می‌شود که این موجب مازاد تراز پرداخت‌ها ($BP > 0$) می‌گردد. حال برای رسیدن به تعادل، تسویه در تراز پرداخت‌ها به وسیله نرخ ارز صورت می‌گیرد. بنابراین، وقتی نرخ ارز افزایش می‌یابد (ارزش پول داخلی کاهش می‌یابد)، حساب جاری بدتر می‌شود و تراز پرداخت‌ها به صفر بر می‌گردد. لذا افزایش نرخ ارز موجب انتقال منحنی BP به سمت بالا می‌شود (منحنی BP′ در شکل ۱). در نتیجه تعادل درتمام بازارها در نقطه B شکل (۱) شکل می‌گیرد. نقطه تعادل جدید بیانگر سطح مخارج بالاتر، نرخ بهره بالاتر، نرخ ارز بالاتر و قیمت سهام بالاتر می‌باشد. بنابراین از این تحلیل می‌توان نتیجه گرفت که افزایش قیمت سهام، ممکن است موجب کاهش ارزش پول داخلی و یا افزایش نرخ ارز شود.

ب) مسیر اثرات نرخ ارز بر بازار سهام

اثر نرخ ارز بر بازار سهام نیز از مسیرهای مختلفی مورد توجه قرار گرفت:

ب-۱) وقتی نرخ ارز افزایش می‌یابد میزان دارایی ارزی شرکت بیشتر از بدهی ارزی آن خواهد شد، بنابراین سود ناشی از تسعیر ارز موجب افزایش سود هر سهم می‌شود و قیمت سهام این شرکت‌ها افزایش خواهد یافت. عکس این حالت، نیز برقرار می‌باشد.

ب-۲) کاهش نرخ ارز بستگی به این دارد که شرکت بیشتر واردکننده باشد یا صادرکننده، واحدهای خارجی دارد یا خیر، و همچنین نسبت به نوسانات نرخ ارز عکس‌العمل نشان می‌دهد یا خیر.

ب-۳) در سطح کلان ممکن است تضعیف پول باعث افزایش صنایع صادراتی و کاهش ارزش صنایع وارداتی شود که ممکن است تاثیر آن بر تولید داخلی مثبت باشد (رضاقلی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۲).

جدول ۴: خلاصه مطالعات تجربی میان نرخ ارز و بازار سهام

نویسنده (ها)	عنوان مطالعه	نتایج مطالعه
آگاروال (۱۹۸۱)	نرخ ارز و قیمت سهام: مطالعه موردی بازار سهام آمریکا	ارتباط مثبت میان نرخ ارز و بازار سهام وجود دارد.
مائو و کائو (۱۹۹۰)	تغییرات نرخ ارز و قیمت سهام	رابطه مثبت و معنادار میان نرخ ارز و بازار سهام وجود دارد.
اسمیت (۱۹۹۲)	بازار سهام و نرخ ارز	رابطه مثبت و معنادار میان نرخ ارز و بازار سهام وجود دارد.
آجایی و موگو (۱۹۹۶)	تغییرات نرخ ارز و تاثیر آن بر بازار سهام: مطالعات تجربی	رابطه مثبت و معنادار میان نرخ ارز و بازار سهام وجود دارد.
گرنجر و همکاران (۲۰۰۰)	ارتباط میان نرخ ارز و قیمت سهام: بازار سهام آسیا	برای کشور ژاپن و تایلند، تغییرات نرخ ارز بر بازار سهام تاثیر دارد. اما برای بازار سهام تایوان چنین ارتباطی وجود ندارد.
کاسمن (۲۰۰۳)	ارتباط میان نرخ ارز و قیمت سهام: تحلیل علیت (۱۹۹۰-۲۰۰۰)	در بلندمدت میان نرخ ارز و قیمت سهام ارتباط وجود دارد.
آزمن و همکاران (۲۰۰۶)	قیمت سهام، و ارتباط با نرخ ارز برای کشور مالزی	برای دوران رکود نرخ ارز باعث تغییر قیمت سهام می‌شود.
پن و همکاران (۲۰۰۷)	ارتباط پویا میان نرخ ارز و قیمت سهام: کشورهای آسیای شرقی	قبل از بحران ۱۹۹۷ ارتباط معنادار میان نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد.
آدجاسی و همکاران (۲۰۰۸)	اثر نوسانات نرخ ارز بازار سهام کشور غنا: مدل EGARCH	رابطه منفی میان نوسانات نرخ ارز و بازدهی بازار سهام وجود دارد.
مورلی (۲۰۰۹)	نرخ ارز و قیمت سهام در بلندمدت و کوتاه‌مدت: ۱۹۸۵-۲۰۰۵	رابطه مثبت میان نرخ ارز و بازار سهام وجود دارد.
صوبیر و سالیه (۲۰۱۰)	نوسانات نرخ ارز و بازار سهام: مطالعه موردی کشور نیجریه	نوسانات نرخ ارز تاثیر منفی و معناداری بر بازار سهام دارد.
سنسوی و همکاران (۲۰۱۴)	اثر نوسان شوک‌ها و ارتباط پویا میان نرخ ارز و بازار سهام: کشور ترکیه	ارتباط پویا میان نوسانات نرخ ارز و بازار سهام وجود دارد.
سیئونگ (۲۰۱۶)	شکست ساختاری، ارتباط پویا، انتقال تلاطم برای قیمت مواد نفتی کشور آمریکا: مدل DCC-GARCH	ارتباط معنادار میان انتقال تلاطم بین بازارها وجود دارد. و وجود شکست ساختاری پایداری نوسانات را کاهش می‌دهد.
آنشل جین (۲۰۱۶)	ارتباط پویا میان نرخ ارز و بازار سهام: مدل DCC-GARCH	ارتباط پویا میان نرخ ارز و بازار سهام وجود دارد.
سانگ و همکاران (۲۰۱۷)	سرریز پویا میان قیمت نفت و بازار آتی کالاهای کشاورزی: مدل DECO-GARCH	ارتباط پویا میان بازارهای فوق وجود دارد.
ابونوری و همکاران (۱۳۹۱)	ارزیابی پویایی‌های رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام بورس تهران با استفاده از مدل گارچ دو متغیره	در بلندمدت میان نرخ ارز و بازار سهام ارتباط وجود ندارد.
شهرازی و همکاران (۱۳۹۳)	اثر تغییرات ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسانات میان بازارهای ارز، طلا و سهام در ایران	وجود و عدم وجود شکست ساختاری در نوسانات بر انتقال نوسانات میان بازارها تاثیر دارد.

منبع: گردآوری توسط نویسنده‌ها بر اساس فهرست منابع

۳- روش پژوهش

۳-۱- تصریح مدل

۳-۱-۱- شناسایی شکست ساختاری در تلاطم (واریانس شرطی)

برای شناسایی شکست ساختاری در واریانس شرطی از الگوریتم ICSS برای نرخ ارز و بازار سهام استفاده شد. با توجه به این‌که چند روش برای محاسبه شکست ساختاری وجود دارد، این الگوریتم در مطالعات متعدد مورد استفاده قرار گرفته است[۱]. آزمون اینکلان و تیائو فرض می‌کند که داده‌ها یک واریانس ثابت را در یک دوره اولیه نشان می‌دهند. تا زمانی که یک تغییر ناگهانی که حاصل دنباله‌ای از وقایع است، اتفاق بیفتد. سپس واریانس به یک دوره ایستا برگشت می‌کند تا تغییر دیگری رخ دهد. این فرایند با گذشت زمان تکرار می‌شود. در واقع یک سری زمانی با تعداد نامشخص تغییرات در واریانس شرطی وجود دارد. این نقاط تغییر ناگهانی به صورت درون‌زا تعیین می‌شود[۲].

۳-۱-۲- مدل DECO-GARCH

برای محاسبه ارتباط میان دارایی‌های مختلف و یا بازارهای مختلف از روش مدل‌های گارچ چند متغیره استفاده می‌شود[۳]. مدل‌های گارچ چند متغیره پویایی ماتریس واریانس و کوواریانس شرطی را محاسبه می‌کند که این عمل به دلیل پیچیده بودن ساختار کوواریانس مشکل است. برای غلبه بر این مشکل، انگل[۴] (۲۰۰۲) مدل DCC-GARCH را بیان کرد. با استفاده از این مدل می‌توان به صورت همزمان کوواریانس شرطی چند متغیره و ضریب همبستگی در طی زمان را مدل‌سازی کرد. با این وجود مدل DCC-GARCH برای ۱۰۰ دارایی موفقیت‌آمیز است[۵]. برای حل این

---

[1]. Andreou and Ghysels (2002), Hammoudeh and Li (2008), Kang et al (2011), Kumar and Maheswaran (2013), Mensi et al (2014), and Vivian and Wohar (2012)

[۲]. برای مطالعه بیشتر به رساله دکتری ایمان میرزا آقانسب تحت عنوان مدل‌سازی انتقال تلاطم میان نرخ ارز و بازار سهام در ایران مراجعه شود.

[3]. Bauwens et al (2006); Silvennoinen and Teräsvirta (2009)

[4]. Engle (2002)

[5]. Engle and Sheppard (2001)

مشکل کولاسیتو و همکاران[1] (۲۰۱۱)، مدل DCC-Mixed Data Sampling (MIDAS) را پیشنهاد دادند. اما این مدل نمی‌تواند نوسانات را پیش‌بینی کند[2]. برای همین منظور انگل و کلی (۲۰۱۲) مدل DECO-GARCH را بیان کردند. این مدل می‌تواند مشکلات فوق را برطرف کند[3]. مدل DECO یک مورد خاص از مدل DCC است که در آن همبستگی در همه جفت دارایی‌ها برابر است، اما همبستگی آن‌ها در طول زمان متغیر است[4]. اگر ضرایب آرچ و گارچ معنادار باشند بیانگر انتقال نوسانات میان بازارها می‌باشد. همچنین مجموع ضرایب آرچ و گارچ بیانگر پایداری نوسانات است. به طوری‌که اگر مجموع بزرگتر از یک باشد، نوسانات پایدار است، در غیر این صورت نوسانات ناپایدار است و با گذشت زمان از بین می‌رود.

۳-۱-۳- شاخص سرریز

وقتی بحران مالی وجود داشته باشد در این صورت بازارهای مالی دچار تلاطم می‌شوند و بر یکدیگر تاثیر می‌گذارند. لذا شناسایی و جهت تاثیر این نوسانات (واریانس غیر شرطی) بر یکدیگر مهم می‌باشد. از این رو دیبولد و ایلماز (۲۰۱۲) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته[5]، تجزیه واریانس و شاخص سرریز به بررسی جهت و خالص سرریز بین بازارها می‌پردازند. ابتدا یک مدل VAR(P)، n متغیره با کوواریانس ثابت در نظر بگیرید. سپس جهت و خالص سرریز را از طریق تجزیه میانگین متحرک واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته از مدل VAR بدست آورید. چارچوب تجزیه واریانس هرگونه وابستگی نتایج به ترتیب سازی متغیرها را حذف می‌کند. کوپ و همکاران (۱۹۹۶)[6] و پسران و شین (۱۹۹۸)[7] پیشنهاد می‌کنند که تجزیه واریانس پیش‌بینی تعمیم‌یافته از H-step-ahead پیروی می‌کند. سپس شاخص سرریز کل بدست می‌آید. و در نهایت خالص نوسانات سرریزها از هر بازار به بازارهای دیگر بدست می‌آید. خالص سرریز تعیین می‌کند یک بازار دریافت کننده یا گیرنده سرریز می‌باشد.

---

1. Colacito (2011)
2. Clements (2014) and Emre Alper (2012)
3. Aboura and Chevallier (2014) and Pan (2016)
4. Clements (2014)
5. Generalized VAR
6. Koop (1996)
7. Pesaran and Shin (1998)

۳-۲- توصیف و تحلیل داده‌ها

۳-۲-۱- داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه به صورت روزانه (پنج روز اول هفته) و از بانک مرکزی ایران و سایت بورس اوراق بهادار گرفته شده است. به طوری که داده‌ها، ابتدای دوره پنجم فروردین ۱۳۸۸ و انتهای دوره خرداد ۱۳۹۸ می‌باشد، که مجموعا شامل ۲۴۶۰ روز کاری مشاهده می‌باشد. در مورد بازار ارز از نرخ برابری ریال به دلار و در مورد بازار سهام از شاخص کل استفاده شده است. بازدهی از رابطه $R_{i,t} = \ln(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}) \times 100$ محاسبه شد که در آن $R_{i,t}$ شاخص روزانه‌ی قیمت کل بازار سهام تهران یا نرخ دلار است.

۳-۲-۲- تحلیل مقدماتی

اولین قدم برای مدل‌سازی نوسانات انتخاب توزیع مناسب است تا بتوان برآورد دقیق‌تری داشت. جدول ۵، خلاصه آمار توصیفی بازدهی هر یک از بازارها را نشان می‌دهد. با توجه به جدول، کشیدگی همه توزیع‌ها از توزیع نرمال بیشتر است. همچنین آماره جارک- برا نشان می‌دهد که توزیع هریک از داده‌ها نرمال نمی‌باشد لذا برای برآورد دقیق‌تر باید از توزیع تی استیودنت و یا توزیع خطای تعمیم‌یافته استفاده نمود.

جدول ۵: خلاصه آماری برای داده‌های روزانه

	ارز	سهام	بانک	نفتی	خودرویی	شیمیایی
میانگین	۰.۰۰۰۱۲۹	۰.۰۰۰۴۲۰	۰.۰۰۰۵۲۹	۰.۰۰۰۲۳۵	۰.۰۰۰۱۲۸	۰.۰۰۰۷۴۸
میانه	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۱۵۴	۰.۰۰۰۳۲۵	۰.۰۰۰۵۸۱	۰.۰۰۰۱۹۷	۰.۰۰۰۴۵۶
ماکزیمم	۰.۹۸۷۵۰۲	۱.۲۳۰۴۸۱	۰.۳۶۵۸۲۰	۰.۹۸۲۱۴۳	۰.۳۶۹۸۷۲	۰.۸۰۲۱۵۸
مینیمم	-۰.۰۸۹۷۴	-۰.۹۹۹۷۷۲	-۰.۲۵۹۹۲	-۰.۹۱۱۳۹	-۰.۲۴۱۷۳	-۰.۶۷۴۶۳
انحراف معیار	۰.۰۰۲۲۳۰	۰.۰۴۱۲۳۰	۰.۰۳۶۵۱۰	۰.۲۳۵۶۸۷	۰.۰۴۳۲۲۵	۰.۱۳۳۶۳۶
چولگی	-۰.۲۸۱۹۹	-۰.۰۲۰۸۱۷	۰.۱۰۹۹۰۱	-۰.۰۱۵۱۸	۰.۰۳۱۳۳۹	-۰.۰۱۶۱۴
کشیدگی	۴۶.۱۳۲۵۶	۸۲۳.۶۰۲۳	۹.۶۳۲۱۴۸	۱۴.۵۸۷۵۴	۵.۲۳۶۴۲۸	۱۱.۵۶۰۱۳
آماره Jarque-Bera	۳۵۲۹۶.۵	۷۲۳۳۱۶۷۳	۶۵۱۴.۳۸۷	۳۱۲۵.۱۲۴	۶۱۲.۸۱۲۴	۲۳۱۴.۶۰۱
مقدار احتمال	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰

منبع: با استفاده از نرم‌افزار Eviews برآورد شده است.

دومین قدم برای مدل‌سازی داده‌های سری زمانی این است که باید داده‌ها مانا باشند. جدول ۶، بیانگر آزمون مانایی هریک از بازدهی‌ها می‌باشد. که نشان می‌دهد هر یک از بازدهی‌ها در سطح مانا می‌باشند.

جدول ۶: آزمون مانایی

ADF	ارز	سهام	بانک	شیمیایی	نفتی	خودرویی
Unit- Root Tests in Level						
آماره‌ی t	-۲۵.۴۲۶۸	-۱۹.۵۶۲۴	-۲۹.۷۵۱۲	-۱۸.۵۲۳۲	-۱۸.۳۱۰۵	-۲۶.۰۶۸۴۲
P-value	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰

منبع: با استفاده از نرم افزار Eviews برآورد شده است.

جدول ۷، بیانگر آزمون آرچ می‌باشد[1]. نشان می‌دهد که واریانس بازدهی‌ها ثابت نیست. لذا فرضیه آرچ رد نمی‌شود.

جدول ۷: آزمون آرچ برای بازدهی‌های روزانه

	ارز	سهام	بانک	شیمیایی	نفتی	خودرویی
آماره‌ی F	۲۱۵.۵۳۱۷	۲۱۱.۱۵۰۱	۸۷.۵۰۳۷	۱۵۷.۷۸۲۱	۱۸۸.۴۵۰۶	۱۲۴.۸۴۲۳
P-value	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
آماره‌های χ^2	۲۸۷.۷۵۱۸	۱۶۴.۹۰۲۷	۸۹.۳۰۲۷	۱۷۳.۴۵۸۶	۱۹۶.۵۰۲۷	۱۰۳.۱۵۶۱
P-value	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق (نرم افزار Eviews)

۳-۲-۳- شکست ساختاری در تلاطم (واریانس شرطی)

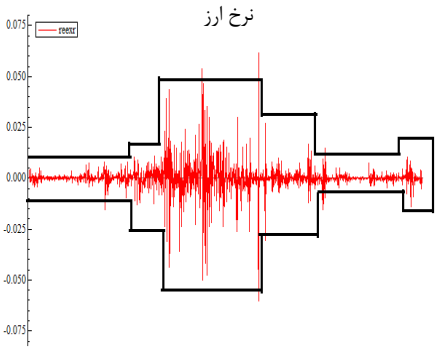
جدول ۸ تعداد و موقعیت زمانی شکست ساختاری در تلاطم (واریانس شرطی) را نشان می‌دهد. با توجه به جدول نرخ ارز، محصولات شیمیایی، بانک‌ها و موسسات اعتباری، و فراورده‌های نفتی دارای سه شکست می‌باشند. و صنایع خودرویی و شاخص کل بازار سهام بدون شکست هستند. همچنین شکل ۲ نشان‌دهنده نقاط تغییر آشکار شده توسط الگوریتم ICSS می‌باشد.

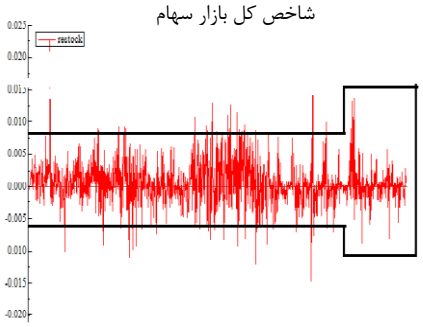
[1]. Engle (1982)

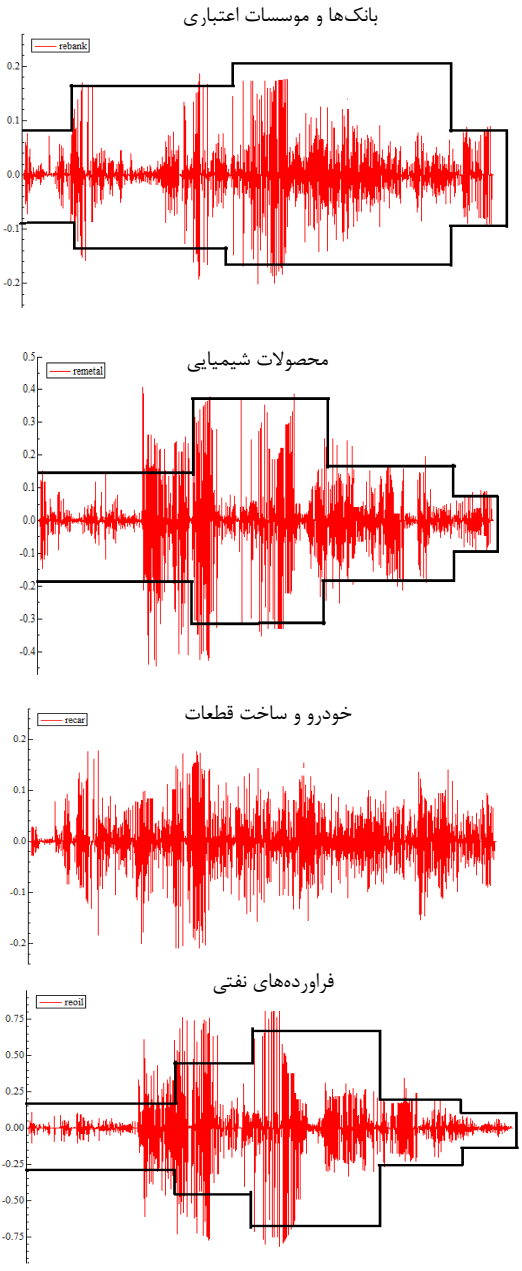
جدول ۸: شکست ساختاری در نوسانات (واریانس شرطی) با استفاده از الگوریتم ICSS

K_2	ارز	سهام	شیمیایی	خودرویی	بانک‌ها	فراوردهای نفتی
تعداد شکست	۵	۱	۳	۰	۳	۴
موقعیت زمانی شکست	۱۳۸۹/۰۶/۲۹ ۱۳۹۰/۰۲/۱۴ ۱۳۹۲/۰۹/۰۳ ۱۳۹۶/۱۰/۱۲ ۱۳۹۷/۰۶/۲۴	۱۳۹۷/۰۶/۱۵	۱۳۹۰/۰۹/۱۹ ۱۳۹۲/۰۷/۰۱ ۱۳۹۵/۰۳/۱۸	۰	۱۳۸۸/۱۰/۰۹ ۱۳۹۲/۰۳/۱۸ ۱۳۹۴/۱۰/۳۰	۱۳۹۰/۰۶/۰۶ ۱۳۹۱/۱۱/۱۵ ۱۳۹۴/۰۶/۰۴ ۱۳۹۶/۰۹/۲۰

منبع: با استفاده از نرم‌افزار GAUSS برآورد شده است.







شکل ۲: شکست ساختاری در نوسانات (واریانس شرطی) با استفاده از الگوریتم ICSS

۴- برآورد مدل

در این بخش ابتدا به بررسی انتقال تلاطم میان نرخ ارز و بازار سهام و همچنین نرخ ارز و صنایع مختلف بازار سهام با استفاده از مدل DECO-GARCH با لحاظ و عدم لحاظ شکست ساختاری در تلاطم پرداخته می‌شود. و در انتها شاخص سرریز بررسی می‌شود.

۴-۱- نتایج برآورد مدل DECO-GARCH

برای مدل‌سازی انتقال تلاطم در بازارهای مالی باید از مدل‌های گارچ استفاده کرد. لذا جدول ۹ نتایج برآورد انتقال تلاطم با استفاده از مدل DECO-GARCH برای نرخ ارز و شاخص کل بازار سهام با لحاظ و عدم لحاظ شکست ساختاری در تلاطم را نشان می‌دهد. با توجه به جدول ۹، مرحله اول بیان‌گر گارچ تک متغیره می‌باشد. در این مرحله ضرایب آرچ و گارچ هم در حالت وجود شکست ساختاری و هم عدم وجود شکست ساختاری در نوسانات معنادار می‌باشند. یعنی انتقال تلاطم میان این دو بازار وجود دارد. اما در حالت عدم وجود شکست ساختاری مجموع ضرایب آرچ و گارچ برای نرخ ارز و بازار سهام بزرگتر از یک می‌باشد. به این معنی که در حالت عدم وجود شکست ساختاری، تلاطم پایدار می‌باشد و با گذشت زمان از بین نمی‌رود. در صورتی که این حالت برای وجود شکست ساختاری کوچکتر از یک می‌باشد. لذا در صورت وجود شکست ساختاری درجه پایداری تلاطم کاهش می‌یابد. مرحله دوم برآورد مدل DECO-GARCH می‌باشد. در این مرحله در صورت عدم وجود شکست ساختاری متوسط ضریب همبستگی بی‌معنی است. یعنی انتقال تلاطم میان نرخ ارز و بازار سهام وجود ندارد. اما در صورت وجود شکست ساختاری این ضریب معنی‌دار است. که بیان‌گر انتقال تلاطم میان نرخ ارز و بازار سهام می‌باشد. همچنین در جدول ۹، بر اساس معیار حداکثر راستنمایی[1] و معیار آکائیک[2] می‌توان مشاهده کرد که برآورد مدل با وجودشکست ساختاری نتایج بهتری نسبت به حالت عدم وجود شکست ساختاری می‌دهد. بنابراین در صورت وجود شکست ساختاری در مدل نتایج بهتری نسبت به عدم وجود شکست ساختاری ارائه می‌دهد.

---

1. Log-likelihood
2. AIC

جدول ۹: نتایج برآورد مدل DECO-GARCH برای نرخ ارز و شاخص کل بازار سهام با لحاظ و عدم لحاظ شکست ساختاری

بازار سهام	نرخ ارز	بازار سهام	نرخ ارز	
مرحله اول: برآورد مدل GARCH یک متغیره با لحاظ شکست ساختاری		مرحله اول: برآورد مدل GARCH یک متغیره بدون شکست ساختاری		
(۰.۰۰۰۰) ۰.۳۶۸۶۳۴	(۰.۰۰۰۰) ۰.۱۱۸۳۶	(۰.۰۰۰۰) ۰.۱۸۵۷۱۰	(۰.۰۰۰۰) ۰.۰۶۳۰۱۴	ARCH (Alpha1)
(۰.۰۰۰۰) ۰.۵۹۰۱۲	(۰.۰۰۰۰) ۰.۸۴۵۳۲	(۰.۰۰۰۰) ۰.۸۴۶۱۵۰	(۰.۰۰۰۰) ۰.۹۷۱۰۶۵	GARCH (Beta1)
مرحله دوم: برآورد مدل DECO-GARCH		مرحله دوم: برآورد مدل DECO-GARCH		
(۰.۰۰۰۰) ۰.۲۷۳۶۱		(۰.۴۱۳۲)	-۰.۲۱۰۶۲۵	متوسط ضریب همبستگی (rho)
(۰.۰۰۰۰) ۰.۰۰۳۵		(۰.۸۵۰۱)	۰.۰۰۷۴۴۳	alpha
(۰.۰۰۰۰) ۰.۲۸۱۳		(۰.۹۳۵۷)	۰.۰۰۹۱۰۶	beta
Log-likelihood =18114.105 AIC= -18.358		Log-likelihood = 17534.194 AIC= -18.117		

منبع: با استفاده از نرم‌افزار OxMetrics برآورد شده است.

جداول ۱۰ و ۱۱ نتایج برآورد برای نرخ ارز و شاخص بانک‌ها و موسسات اعتباری، فراورده‌های نفتی، محصولات شیمیایی، خودرو و ساخت قطعات با لحاظ و عدم لحاظ شکست ساختاری می‌باشد. همانند حالت قبل در مرحله اول و بدون شکست ساختاری مجموع آرچ و گارچ بزرگتر از یک می‌باشد که نشان دهنده پایداری نوسانات است. اما در حالت وجود شکست ساختاری این مجموع کمتر از یک می‌باشد که نشان دهنده کاهش درجه پایداری نوسانات است. در هردو حالت در مرحله دوم، ضریب همبستگی معنادار می‌باشد که نشان دهنده انتقال تلاطم میان بازارها است. اما معیار حداکثر راستنمایی و آکائیک در حالت وجود شکست ساختاری نتایج بهتری را ارائه می‌دهد.

جدول ۱۰: نتایج برآورد مدل DECO-GARCH برای نرخ ارز و شاخص بانک‌ها و موسسات اعتباری، فراورده‌های نفتی، محصولات شیمیایی، خودرو و ساخت قطعات (عدم لحاظ شکست ساختاری)

	نرخ ارز	بانک	نفتی	خودرو	شیمیایی
مرحله اول: برآورد مدل GARCH یک متغیره بدون شکست ساختاری					
ARCH(Alpha1)	۰.۰۴۰۲۳۵ (۰.۰۰۰۰)	۰.۰۶۸۷۲۰ (۰.۰۰۱۲)	۰.۱۴۶۲۰۱ (۰.۰۰۰۱)	۰.۰۶۳۰۲ (۰.۰۰۰۰)	۰.۱۸۰۳۵ (۰.۰۰۰۱)
GARCH(Beta1)	۰.۹۶۰۱ (۰.۰۰۰۰)	۰.۹۵۱۳ (۰.۰۰۰۰)	۰.۸۸۱۰ (۰.۰۰۰۰)	۰.۹۳۵۰ (۰.۰۰۰۰)	۰.۸۶۷۷ (۰.۰۰۰۰)
مرحله دوم: برآورد مدل DECO					
متوسط ضریب همبستگی (rho)	۰.۹۳۰۱۲۸ (۰.۰۰۰۰)				
alpha	۰.۱۵۲۰۴۵ (۰.۰۰۰۰)				
beta	۰.۸۴۲۰۹۵ (۰.۰۰۰۰)				
Log-likelihood = 25821.435 **AIC = -24.123**					

جدول ۱۱: نتایج برآورد مدل DECO-GARCH برای نرخ ارز و شاخص بانک‌ها و موسسات اعتباری، فراورده‌های نفتی، محصولات شیمیایی، خودرو و ساخت قطعات با لحاظ شکست ساختاری

	نرخ ارز	بانک	نفتی	خودرو	شیمیایی
مرحله اول: برآورد مدل GARCH یک متغیره با شکست ساختاری					
ARCH(Alpha1)	۰.۱۱۸۶۹ (۰.۰۰۰۰)	۰.۱۳۲۶۸ (۰.۰۰۰۰)	۰.۱۴۹۲۰ (۰.۰۰۰۲)	۰.۰۸۷۰۹ (۰.۰۰۰۰)	۰.۱۴۰۲۳ (۰.۰۰۰۷)
GARCH(Beta1)	۰.۸۵۰۰۴ (۰.۰۰۰۰)	۰.۸۱۹۸۶ (۰.۰۰۰۰)	۰.۸۳۰۲۸ (۰.۰۰۰۰)	۰.۸۹۳۴۰ (۰.۰۰۰۰)	۰.۸۴۶۰۷ (۰.۰۰۰۰)
مرحله دوم: برآورد مدل DECO					
متوسط ضریب همبستگی (rho)	۰.۶۲۰۱۴ (۰.۰۰۰۰)				
alpha	۰.۰۰۰۳۶۸ (۰.۰۰۰۰)				
beta	۰.۸۸۱۰۳۴ (۰.۰۰۰۰)				
Log-likelihood = 26325.002 **AIC = -25.350**					

منبع: با استفاده از نرم‌افزار OxMetrics برآورد شده است.

۲-۴- نتایج شاخص سرریز

جدول ۱۲ نشان‌دهنده سرریز بازدهی‌ها و نوسانات (واریانس غیر شرطی) میان بازارها می‌باشد. همچنین میزان خالص سرریز محاسبه شده است. که نشان می‌دهد یک بازار انتقال دهنده سرریز بازدهی و نوسان است و یا دریافت‌کننده آن می‌باشد. پانل A نشان‌دهنده سرریز بازدهی است.

انتقال بازدهی از نرخ ارز به ارز برابر ۹۵.۸ می‌باشد. همچنین نرخ ارز از سایر بازارها ۴٪ بازدهی دریافت می‌کند. به عبارت دیگر ۴٪ از تغییرات بازدهی نرخ ارز (واریانس خطای پیش‌بینی بازدهی ارز) ناشی از سایر بازارها می‌باشد. به این ترتیب از نرخ ارز به سایر بازارها به میزان ۵ درصد بازدهی انتقال می‌یابد. لذا خالص سرریز برای نرخ ارز برابر ۱ می‌باشد، که نشان می‌دهد نرخ ارز انتقال دهنده بازدهی می‌باشد. برای بازار سهام نیز به همین ترتیب می‌باشد. یعنی از سایر بازارها به میزان ۲ درصد بازدهی به بازار سهام سرریز می‌شود. و از بازار سهام به میزان ۳٪ بازدهی به سایر بازارها انتقال می‌یابد و خالص سرریز برابر ۱ می‌باشد. برای سایر بازارها نیز به همین ترتیب می‌باشد. برای بازارهایی که خالص سرریز منفی می‌باشد، نشان‌دهنده این است که این بازارها دریافت‌کننده سرریز می‌باشند. بالاترین سرریز بازدهی دریافتی از سایر بازارها به ترتیب مربوط به فرآورده‌های نفتی (۱۷٪)، بانک‌ها (۱۰٪) و خودرو (۹٪) و کمترین سرریز دریافتی نیز بازار سهام (۲٪)، ارز (۳٪) و شیمیایی (۴٪) می‌باشد. بالاترین سرریز بازدهی انتقالی به سایر بازارها به ترتیب مربوط به خودرو (۱۲٪)، و شیمیایی (۱۱٪) بانک (۱۰٪) و کمترین سرریز انتقالی نیز بازار سهام (۳٪)، ارز (۴٪) و نفتی (۴٪) می‌باشد. بیشترین خالص سرریز بترتیب مربوط به شیمیایی (۶ درصد) و خودرو (۵ درصد) و کمترین نیز به ترتیب نفتی (۱۳- ٪) و بانک (۰٪) است. لذا بازار شیمیایی و خودرو انتقال دهنده سرریز (بازار غالب و تاثیرگذار) و نفتی و بانک دریافت‌کننده سرریز می‌باشند. شاخص سرریز کل بازدهی‌ها مقدار ۷/۳۶ ٪ می‌باشد که نشان می‌دهد به‌طور متوسط ۷/۳۶ ٪ تغییرات (واریانس خطای پیش‌بینی بازدهی) در این بازارها ناشی از تغییرات بازدهی دیگر بازارها (اثرات متقابل) و مابقی از بازارهای خودی (اثرات خودی) می‌باشد لذا همگرایی و ارتباطات میان این بازارها نسبتا پایین است.

به همین ترتیب پانل B نشان دهنده سرریز نوسانات (واریانس غیر شرطی) میان بازارها می‌باشد. بر این اساس میزان سرریز نوسانات از سایر بازارها به نرخ ارز ۳ ٪ و از نرخ ارز به سایر بازارها ۸ ٪ می‌باشد. در نتیجه خالص سرریز برابر ۵ ٪ است. لذا نرخ ارز به عنوان انتقال دهنده نوسانات می‌باشد. برای سایر بازارها نیز به همین ترتیب است.

جدول ۱۲: جهت سرریز بازدهی و نوسانات

	ارز	سهام	شیمیایی	خودرو	بانک	نفتی	سرریز از سایر بازارها (درصد)
پانل A: جهت سرریز بازدهی‌ها							
ارز	۹۵.۸	۰.۱	۰.۲	۱.۱	۰.۹	۱.۲	**۴**
سهام	۱.۱	۹۷.۵	۰.۴	۰.۱	۰.۸	۰.۴	**۲**
شیمیایی	۰.۱	۰.۲	۹۶.۱	۱.۱	۲.۱	۰.۲	**۳**
خودرو	۱.۷	۱.۳	۱.۹	۹۴.۳	۱.۳	۱.۱	**۹**
بانک	۰.۷	۰.۴	۳.۴	۴.۵	۸۷.۴	۰.۲	**۱۰**
نفتی	۱.۷	۱.۰	۳.۸	۴.۲	۳.۱	۴۸.۶	**۱۷**
انتقال به سایر بازارها	۵	۳	۹	۱۳	۱۰	۴	**۴۴**
کل سرریز	۱۰۱	۱۰۱	۱۰۴	۱۰۱	۹۸	۴۷	**۷.۳۶٪**
خالص سرریز	۱	۱	۶	۵	۰	−۱۳	
پانل B: جهت سرریز نوسانات							
ارز	۹۷.۷	۰.۵	۱.۴	۱.۳	۰.۹	۰.۸	**۳**
سهام	۰.۱	۹۹.۶	۰.۰	۰.۱	۰.۰	۰.۰	**۰**
شیمیایی	۲.۱	۰.۱	۸۶.۲	۱.۱	۱.۶	۸	**۱۵**
خودرو	۱.۵	۶.۵	۰.۷	۷۹.۹	۲.۳	۰.۶	**۱۳**
بانک	۱.۴	۰.۳	۱.۶	۱.۴	۵۵.۶	۲.۸	**۸**
نفتی	۱.۷	۰.۴	۳.۳	۰.۲	۴.۲	۳۵.۸	**۱۲**
انتقال به سایر بازارها	۸	۸	۷	۸	۱۲	۱۵	**۵۵**
کل سرریز	۱۰۶	۱۰۸	۹۱	۸۰	۶۸	۴۱	**۱۰.۸٪**
خالص سرریز	۵	۸	−۸	−۵	۴	۳	

منبع: یافته‌های تحقیق (نرم‌افزار Rats)

۵- نتیجه گیری

یکی از اهداف مهم سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی تعیین بهینه ریسک و کنترل و مدیریت ریسک می‌باشد. در واقع سرمایه‌گذار به دنبال کاهش ریسک سرمایه‌گذاری است تا بتواند نوسانات ناشی از سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی را کنترل کند. از این رو مدل‌سازی و محاسبه دقیق ریسک از اهمیت بسزایی برخوردار است. همچنین برای یک سرمایه‌گذار اهمیت دارد که بتواند میزان سرریز بازدهی و نوسانات را بفهمد. به این ترتیب سرمایه‌گذار با توجه به سرریز بازدهی و نوسانات و خالص سرریزها میان بازارها می‌تواند تصمیم بهتری برای سرمایه‌گذاری و یا تشکیل پرتفوی بگیرد.

در این مطالعه به بررسی انتقال نوسانات میان نرخ ارز و بازار سهام به تفکیک صنایع (صنایع مختلف بازار سهام: صنعت خودرویی و ساخت قطعات، بانک‌ها و موسسات اعتباری، فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی) پرداخته شد. بدین منظور برای مدل‌سازی انتقال نوسانات از مدل DECO-GARCH با لحاظ و عدم لحاظ شکست ساختاری در نوسانات استفاده شده است. همچنین با استفاده از مدل شاخص سرریز به تعیین جهت و میزان انتقال بازدهی و نوسانات پرداخته شده است.

برای این منظور ابتدا به تعیین نقاط شکست ساختاری با استفاده از الگوریتم ICSS به صورت درون‌زا پرداخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که لحاظ شکست ساختاری در نوسانات درجه پایداری نوسانات را کاهش می‌دهد. همچنین وجود شکست ساختاری برآورد بهتری نسبت به برآورد مدل بدون لحاظ شکست ساختاری نشان می‌دهد (نتایج حداکثر راستنمایی و معیار آکائیک). لذا برای محاسبه دقیق ریسک باید از مدل‌های گارچ چند متغیره با لحاظ شکست ساختاری در نوسانات استفاده کرد. همچنین نتایج سریزها نشان می‌دهد که نرخ ارز و بازار سهام انتقال دهنده بازدهی و نوسان به سایر بازارها می‌باشند.

منابع و مآخذ

۱. ابونوری، اسمعیل. عبدالهی، محمدرضا. و حمزه، مصطفی (۱۳۹۱). "ارزیابی پویایی‌های رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام بورس تهران با استفاده از مدل گارچ دو متغیره". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی (۶۵): ۸۶-۶۵.

۲. رضاقلی‌زاده، مهدیه. یاوری، کاظم. و صالح آبادی، علی (۱۳۹۲). "بررسی تاثیر نوسانات دارایی‌های جایگزین سهام بر شاخص قیمت سهام". بررسی‌های حسابداری و حسابرسی ۷۱: ۷۶-۵۳.

۳. شاکری، عباس (۱۳۹۰). *مدیریت منابع و مصارف ارزی*، معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی.

۴. شهرازی، مهدی. ابونوری، اسمعیل. راسخی، سعید. و علمی، زهرا (میلا) (۱۳۹۳). "اثر تغییرات ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسانات میان بازارهای ارز، طلا و سهام در ایران". فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی **۸**(۲۶): ۷۳-۵۷.

5. Aboura, S. & Chevallier, J. (2014). "Volatility Equicorrelation: a Cross- Market Perspective". Econ. Lett **122**: 289-295.
6. Aggarwal, R. (1981). "Exchange Rates and Stock Prices: A Study of the US Capital Markets under Floating Exchange Rates". Akron Business and Economic Review **12**(2): 7-12.
7. Antonakakis, N. & Kizy, R. (2016). "Dynamic Spillover Effects in Futures Markets: UK and US Evidence". Int. Rev. Financ, Anal **48**: 406-418.
8. Awartani, M.E.H. Lahiani, A. & Nguyan, D.K. (2013). "Dynamic Spillovers between Oil and Stock Markets in the Gulf Cooperation Council Countries". Energy Econ **36**: 28-42.
9. Aydemir, O. & Demirhan, E. (2009). "The Relationship between Stock Prices and Exchange Rates Evidence from Turkey". International Research Journal of Finance and Economics ISSN 1450-2887 Issue 23.
10. Bauwens, L. Laurent, S. & Rombouts, V. (2006). "Multivariate Garch Models: A Survey". Journal of Applied Econometrics **21**(1): 79-109.
11. Bhattacharya, B. & Mukherjee, J. (2002). "Causal Relationship between Stock Market and Exchange Rate, Foreign Exchange Reserves and Value of Trade Balance: a Case Study for India". http:/www.igidr.ac.in/money/basabi.pdf.

12. Branson, W.H. (1983). *Macroeconomic Determinants of Real Exchange Risk*, In: Herring, R.J. (Ed.), Managing Foreign Exchange Risk, Cambridge University, Cambridge.
13. Choi, J. J. (1995). "The Japanese and US Stock Prices: A Comparative Fundamental Analysis". Japan and the World Economy **7**: 347-360.
14. Colacito, R. Engle, R.F. and Ghysels, E. (2011). "A Component Model for Dynamic Correlations". J. Econ **164**: 45-59.
15. Diebold, F. & Yilmaz, K. (2009). "Better to Give to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillover". International Journal Forecast **28**: 57- 66.
16. Diebold, F. & Yilmaz, K. (2012). "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets". Economic Journal **119**: 158-171.
17. Dornbusch, R. & Fischer, S. (1980). "Exchange Rates and the Current Account". The American Economic Review **70**(5): 960-971.
18. Emre Alper, C. Fendoglu, S. and Saltoglu, B. (2012). "MIDAS Volatility Forecast Performance under Market Stress: Evidence from Emerging Stock Markets". Econ. Lett **117**: 528-532.
19. Engel, R.F. & Kelly, B. (2012). "Dynamic Equicorrelation". J, Bus, Econ, Stat **30**: 212-228.
20. Engle, R.F. & Sheppard, K. (2001). "Theorical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH". National Bureau of Economic Research, Working Paper.
21. Fernandez, V. (2006). "External Dependence in European Capital Markets". Journal of Applied Economics **9**(2): 275-293.
22. Franck, P. & Young, A. (1972). "Stock Price Reaction of Multinational Firms to Exchange Realignments". Financial Management 1: 66-73.
23. Gavin, M. (1989). "The Stock Market and Exchange Rate Dynamics". Journal of International Money and Finance **8**(2): 181-200.
24. Granger, Clive W.J. Huang, B. & Chin-Wei, Y. (2000). "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu". The Quarterly Review of Economics and Finance **40**: 337-354.
25. Griffin, J. M. & Stulz, R. (2001). "International Competition and Exchange Rate Shocks: A Cross-Country Industry Analysis of Stock Returns". Review of Financial Studies **14**: 215-241.

26. Hammoudeh, S. Yuan, Y. Mcaleer, M. & Thompson, M. (2010). "Precious Metals-Exchange Rate Volatility Transmissions and Hedging Strategies". Int. Rev, Econ, Financ **20**: 633-647.
27. Inclan, C. & Tiao, G.C. (1994). "Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance". Journal of the American Statistical Association **89**(427): 913-923.
28. Kang, S. H. & Yoon S. M. (2011). "Sudden Changes in Variance and Volatility Persistence in Asian Foreign Exchange Markets". Journal of the Korean Economy **11**: 129-143.
29. Kumar, D. & Maheswaran, S. (2012). "Modeling Asymmetry and Persistence under the Impact of Sudden Changes in the Volatility of the Indian Stock Market". IIMB Management Review **24**(3): 123-136.
30. Lastrapes, W.D. (1990). "Exchange Rate Volatility and US Monetary Policy: An ARCH Application". Journal of Money, Credit and Banking **21**: 66-77.
31. Ma, C. K. & Kao, G. W. (1990). "On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions". Journal of Business Finance and Accounting **17**: 441-449.
32. Mensi, W. Hammoudeh, S. and Yoon, S.-M. (2014). "Structural Breaks and Long Memory in Modeling and Forecasting the Volatility of Foreign Exchange Markets of Oil Exporters: the Importance of Scheduled and Unscheduled News Announcements". Int. Rev. Econ. Financ **30**: 101-119.
33. Mishkin, F. S. (2001). "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy". NBER Working Paper 8617.
34. Nieh, C.C. & Lee, C.F. (2001). "Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries". The Quarterly Review of Economics and Finance **41**: 477-490.
35. Pan, M. Fok, R.C. & Liu, Y. A. (2007). "Dynamic Linkages between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from East Asian Markets". International Review of Economics and Finance **16**: 503-520.
36. Pan, Z. Wang, Y. & Liu, L. (2016). "The Relationship between Petroleum and Stock Returns: an Asymmetric Dynamic Equi-Correlation Approach". Energy Econ **36**: 658-665.
37. Pesaran, H. H. & Shin, Y. (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". Economic Lettters **58**: 17-29.

38. Poon, S. H. & Granger, C. W. J. (2003). "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review". Journal of Economic Literature **41**: 478-539.
39. Roll, R. (1992). "Industrial Structure and the Comparative Behavior of International Stock Markets Indices". Journal of Finance **47**: 3-41.
40. Seong, M.Y. Walid, M. & Shawkat, H. (2015). "Structural Breaks, Dynamic Correlations, Asymmetric Volatility Transmission, and Hedging Strategies for Petroleum Prices and USD Exchange Rate". Energy Economics **48**: 46-60.
41. Soenen, L. A. & Hennigar, E. S. (1988). "An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices: The US Experience between 1980 and 1986". Akron Business and Economic Review **3**(9): 7-16.
42. Solnik, B. (1987). "Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note". Journal of Finance 42: 141-149.
43. Vivian, A. and Wohar, M.E. (2012). "Commodity Volatility Breaks". J. Int. Financ. Mark. Inst. Money 22: 395-422.

Estimation of the volatility transmissions between the exchange rate and the stock market returns in terms of individual industries in Iran

Esmaiel Abounoori[1]
Gholamreza Keshavarz Hadad[2]*
Iman Mirzaaghanasab[3]

Received: 07-07-2019 Accepted: 15-10-2019

Abstract

In this paper, the volatility transmissions between the exchange rate and the stock market returns are estimated for different industries in Iran from 03/25/2009 to 05/22/2019. For this purpose, DECO-GARCH model is used with and without structural breaks. The results show that the model estimation with structural breaks in a conditional variance reduces the degree of persistence of volatility. The model with structural break yields more accurate results than the model ignoring the structural breaks. Finally, using the overflow index, the relationship and convergence among markets as well as the direction and intensity of overflow among them are identified and evaluated. The results show that the overflow index of total returns is about 7.36%, the convergence of markets is relatively low. Also, the chemical and automotive industry markets prove to be the dominant ones.

Keywords: GARCH models, Structural breaks, Portfolio management.

JEL classification: C32, C58, G10.

[1]- Professor of Econometrics & Social Statistics, Department of Economics, Semnan University
[2]- Associate Professor, Department of Economics, Sharif University of Technology
[3]- PHD Student of Econometrics, Department of Economics, Semnan University
Email: iman.aghanasab@semnan.ac.ir

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

اثر پویای کاهش تعرفه‌ها بر ارزش افزوده بخش‌های اصلی اقتصاد ایران

محمدحسن زارع[1*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۱۱

چکیده

در این مقاله اثر بلندمدت کاهش تعرفه‌ها بر ارزش افزوده بخش‌های اصلی سه گانه کشاورزی، صنعت و خدمات با استفاده از مدل تعادل عمومی پویا مورد بررسی قرار گرفته است. پس از کالیبراسیون مدل بر مبنای ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ و اطمینان از استحکام آن، شبیه‌سازی کاهش تعرفه‌ها تحت عنوان سناریو رقیب، بر اساس میانگین تعهدات تعرفه‌ای ۲۲ کشور در حال توسعه ملحق شده به سازمان جهانی تجارت انجام شد. در سناریو پایه فرض شد که اقتصاد، بدون الحاق به سازمان، مسیر رشد عادی ۲ درصدی را مطابق رشد جمعیت در هر سال تجربه کند. نتایج نشان داد که به دنبال الحاق به سازمان، هرچند ارزش افزوده بخش کشاورزی پس از حدود یک دهه کاهش ملایم، رشد آرام خود را آغاز می‌کند اما ارزش افزوده دو بخش صنعت و خدمات، با کاهش قابل توجهی همراه خواهد بود به طوری که پس از گذشت سه دهه از الحاق، ارزش افزوده در این دو بخش به ترتیب به اندازه ۸۰ و ۵۵ درصد کمتر از حالتی خواهد بود که کشور به سازمان نپیوندد و اقتصاد سالانه ۲ درصد رشد کند. همچنین، متوسط رشد ارزش افزوده بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات ذیل سناریو رقیب به ترتیب ۰/۵، منفی ۳/۴ و منفی ۰/۷ برآورد شد.

واژگان کلیدی: مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا، سازمان جهانی تجارت، آزادسازی تجاری، تعادل نش، ارزش افزوده.

Keywords: DCGE Model, WTO, Trade Liberalization, Nash Equilibrium, Value Added.
JEL Calcification: F13, C68, I38.

[1]. استادیار گروه اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد (نویسنده مسئول) mhzarea@yazd.ac.ir

۱- مقدمه

بدون الحاق کشور به سازمان جهانی تجارت[1] اتخاذ راهبردگسترش صادرات برای توسعه اقتصادی دشوار است چرا که صادرات ایران در معرض رفتار تبعیض آمیز کشورهای عضو سازمان که تعداد آن‌ها تا پایان اکتبر ۲۰۱۹ به ۱۶۴ کشور می‌رسد، قرار دارد. اصل رفتار دولت کامله‌الوداد[2]، تضمین‌کننده رفتار غیر تبعیض آمیز اعضای سازمان با کالاهای صادراتی یکدیگر است اما چنین تعهدی برای آن‌ها در قبال کشورهای غیر عضو وجود ندارد. اگر از سایر فواید الحاق به این سازمان بگذریم این اصل به تنهایی ضرورت و اهمیت پیوستن به این سازمان را آشکار می‌سازد. اما از طرف دیگر پیوستن به سازمان جهانی تجارت همراه با تعهدات حقوقی و دسترسی به بازار بسیار جدی و اساسی برای کشور متقاضی الحاق است. روند آزادسازی تجاری در سطح جهان از بعد از جنگ جهانی دوم و به طور مشخص از سال ۱۹۴۷ با امضای موافقت نامه عمومی تعرفه و تجارت موسوم به گات[3]، به شکل جدی آغاز شده است. این در حالی است که ایران در مقایسه با اعضای سازمان جهانی تجارت، همواره جزء ۱۰ کشور دارای بالاترین نرخ میانگین تعرفه در هر دو بخش کشاورزی و صنعت بوده است. ایران در سال ۱۳۹۵ پس از باهاما، سودان و جیبوتی بالاترین میانگین نرخ تعرفه را در کل محصولات داشته است. در این سال رتبه ایران به لحاظ میانگین نرخ تعرفه در محصولات کشاورزی، یازدهم و در محصولات غیر کشاورزی نهم بوده است. همچنین، ۵ کشور از ۸ عضو سازمان جهانی تجارت که متوسط نرخ‌های تعرفه بالاتری را از ایران در بخش غیر کشاورزی داشته‌اند، از کشورهای کمتر توسعه‌یافته بودند (زارع و دیگران، ۱۳۹۷). کشور متقاضی الحاق به محض پیوستن به این سازمان از همه دستاوردهای بیش از ۷۰ سال آزادسازی بدون هیچ‌گونه تبعیضی برخوردار می‌شود. بنابراین طبیعی است که اعضا از آن کشور بخواهند نه تنها مقررات تجاری و بعضاً سرمایه‌گذاری خود را با الزامات این سازمان تطبیق دهد، بلکه متعهد به آزادسازی گسترده بازار کالاها و خدمات داخلی خود شود. ایران نیز از این قاعده مستثنی نیست[4].

---

1. World Trade Organization (WTO)
2. Most-Favoured Nations (MFN)
3. General Agreement on Trade and Tariff (GATT)
4. ایران در سال ۱۳۷۵ درخواست الحاق خود را تسلیم مدیر کل سازمان کرد. به دلیل مخالفت آمریکا برای حدود ۹ سال، اجماع برای آغاز فرآیند الحاق ایران حاصل نشد. در سال ۱۳۸۴ به قصد منعطف کردن ایران در مذاکرات هسته‌ای، این اجماع حاصل شد اما به عنوان اولین گام، سند رژیم تجاری کشور پس از ۵ سال تقدیم دبیرخانه سازمان

تجربه الحاق کشورهای تازه ملحق شده به سازمان (مثل روسیه، اوکراین و عربستان) نشان می‌دهد دوره انتقالی برای کاهش تعرفه‌ها و اجرای تعهدات آزادسازی بسیار محدود و در مجموع غیر قابل اتکاست (راهنمای الحاق به سازمان جهانی تجارت، سایت سازمان جهانی تجارت[1]). با توجه به این واقعیت، به هر میزان فاصله بین تعهدات تعرفه‌ای کشور با تعرفه‌های موجود بیشتر باشد در زمان الحاق، اقتصاد با یک شوک جدی کاهش تعرفه‌ای مواجه می‌شود که می‌تواند لطمه اساسی به صنایع داخلی وارد نماید. بنابراین هر چند الحاق به سازمان بسیار ضروری و مهم است اما به همان اندازه نحوه الحاق و نوع تعهدات تعرفه‌ای از اهمیت اساسی برخوردار است. چاره اندیشی باید قبل از الحاق و در زمان تدوین راهبرد مذاکراتی صورت گیرد تا اقدامات لازم برای زمینه‌سازی یک الحاق موفق به سازمان مشخص شود. در واقع، به جای اتخاذ مواضع افراطی، می‌توان با مدیریت صحیح این فرآیند در دوره پیش از الحاق و حین آن تا حد زیادی از آسیب‌های احتمالی جلوگیری کرد و از مزایای منحصر به فرد عضویت در سازمان نیز بهره‌مند شد.

هدف این پژوهش بررسی این موضوع است که اگر ایران در زمان الحاق، متعهد به کاهش تعرفه‌های خود به سطح میانگین تعرفه‌های کشورهای در حال توسعه ملحق شده به سازمان گردد، ارزش افزوده بخش‌های اصلی اقتصاد چگونه متأثر خواهد شد. شبیه‌سازی کاهش تعرفه‌ها مطابق با تعهدات کشورهای ملحق شده به منظور تطبیق هرچه بیشتر موضوع با واقعیات الحاق انجام می‌شود. این بررسی می‌تواند نگرانی‌ها و امیدهای مطرح شده در مورد الحاق را ارزیابی کند. برای این منظور تعرفه‌های کشورهای در حال توسعه ملحق شده به سازمان که اطلاعات آن‌ها در دسترس است از پایگاه اینترنتی سازمان جهانی تجارت استخراج و میانگین آن‌ها به تفکیک دو بخش کشاورزی و صنعت محاسبه می‌شود. سپس در چارچوب یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی[2] و با استفاده از جدول ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ پس از طی فرآیند کالیبراسیون و اطمینان از استحکام مدل، شبیه‌سازی کاهش تعرفه‌ها انجام می‌شود. نتایج این

شد و بعد از یک دور پاسخ‌گویی به پرسش‌های اعضای گروه کاری الحاق پیرامون سند مذکور، روند الحاق بار دیگر به خاطر کارشکنی آمریکا در تعیین رییس گروه کاری و تشکیل نشدن جلسات آن متوقف شد و این وضعیت کماکان ادامه دارد (مرادپور، ۱۳۹۰). برداشتن مانع نیاز به رایزنی سیاسی دارد که البته، ایران نیز به جز در بعضی مقاطع زمانی، هیچ‌گاه موضوع را به شکل جدی دنبال نکرده است، دولت‌ها به اهمیت موضوع توجه کافی نداشته‌اند.

[1]. https://www.wto.org/english/thewto_e/acc_e/cbt_course_e/intro_e.htm

[2]. Recursive Dynamic Computable General Equilibrium (RDCGE)

شبیه‌سازی ذیل سناریو رقیب با نتایج سناریو پایه مقایسه می‌شود. در سناریو پایه فرض می‌شود اقتصاد بدون الحاق به سازمان، سالانه دو درصد (بر اساس نرخ رشد جمعیت) رشد می‌کند. در واقع، در مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه پویا، از طریق مقایسه سناریو رقیب و پایه، نتایج تحقیق تحلیل می‌شود. فرضیه اصلی تحقیق آن است که ارزش افزوده در هر سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات ذیل سناریو رقیب سریع‌تر از سناریو پایه افزایش می‌یابد. جنبه نوآوری این پژوهش آن است که برای اولین بار اثر بلندمدت الحاق به سازمان جهانی تجارت بر ارزش افزوده بخش‌های اصلی اقتصاد ایران با استفاده از مدل پویای تعادل عمومی قابل محاسبه بررسی می‌شود.

در بخش بعد به بیان اهداف، اصول اساسی و مبانی نظری سازمان جهانی تجارت در چارچوب تئوری بازی‌ها[1] پرداخته می‌شود. سپس، مروری بر مطالعات پیشین خارجی و داخلی مرتبط با موضوع خواهد شد. پس از آن ساختار مدل که شامل دو بخش ایستا و پویا می‌شود توضیح داده خواهد شد. سپس، به کالیبراسیون و حل عددی مدل بر اساس سناریو پایه پرداخته می‌شود. پس از آن، نتایج شبیه‌سازی الحاق به سازمان در قالب سناریو رقیب ارائه، و از طریق مقایسه نتایج سناریو رقیب با پایه تحلیل نتایج انجام می‌شود. آخرین بخش مقاله به جمع‌بندی و ارایه پیشنهادات اختصاص دارد.

۲- مرور ادبیات موضوع

۲-۱- اهداف، اصول و مبانی نظری سازمان جهانی تجارت

به طور خلاصه اهداف سازمان جهانی تجارت عبارتند از: مدیریت و نظارت بر اجرای موافقت‌نامه‌های سازمان، مجمعی برای مذاکرات تجاری چندجانبه، اجرای مکانیسم حل و فصل اختلافات تجاری، بررسی و ارزیابی سیاست‌های تجاری اعضا، همکاری با دیگر سازمان‌های بین‌المللی در زمینه مدیریت اقتصاد جهانی، کمک به کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای در حال گذار جهت برخورداری از مزایای نظام تجارت چندجانبه. هدف اصلی و غایی سازمان جهانی تجارت را می‌توان تضمین آزادی تجارت و رعایت رقابت منصفانه دانست (امیدبخش و دیگران، ۱۳۸۵: ۳۰-۲۹). اصول سازمان جهانی تجارت همان اصول اساسی گات و

[1]. Game Theory

قاعده‌مندی‌های اصلی آن منبعث از قواعد و مقررات پایه‌ای گات است که البته شاخ و برگ‌های بیشتری را در اجرا پیدا کرده است. گات دارای ۳۸ ماده و تعداد زیادی ضمائم است که از جمله آن‌ها جداول امتیازات و تعهدات کشورهای عضو است. اصول اساسی این موافقت‌نامه عبارتند از: اصل رفتار متقابل و توازن امتیازات[1]، اصل رفتار دولت کامله‌الوداد[2]، اصل رفتار ملی[3]، اصل حمایت از صنعت داخلی فقط از طریق تعرفه‌ها و اصل ممنوعیت استفاده از محدودیت‌های مقداری. مواد دیگر گات به حوزه‌های سیاستی، سایر تدابیر و اقدامات تجاری و تشریفات اداری و گمرکی مربوط می‌شود که در دور اروگوئه، مقررات جزیی‌تری در برخی از این حوزه‌ها در قالب موافقت‌نامه‌های جدیدی به امضا رسید. با توجه به اهمیت اصول فوق، در ذیل هر یک از آن‌ها به اختصار توضیح داده می‌شود.

اصل رفتار متقابل یا توازن امتیازات: بدین مفهوم که باید امتیازات مبادله شده بین اعضا متوازن باشد. در عین حال در مذاکرات بین کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه اصل مذکور کاملا اجرا نمی‌شود و بر اساس «رفتار متقابل نسبی» عمل می‌شود که در آن سطح توسعه اقتصادی کشورهای در حال توسعه و نیازهای تجاری و مالی آن‌ها در نظر گرفته می‌شود.

اصل رفتار دولت کامله‌الوداد: به موجب این اصل، کلیه امتیازات دسترسی به بازاری که یک عضو به عضو دیگر از طریق کاهش تعرفه یک محصول اعطا می‌کند باید بدون قید و شرط به محصول مشابه تمامی اعضا تسری یابد. به عبارتی، اعضا در اعطای امتیازات به یکدیگر نباید هیچ‌گونه تبعیضی را بین کشورهای عضو قائل شوند.

اصل رفتار ملی: این اصل در حقیقت مکمل اصل رفتار دولت کامله‌الوداد است به طوری که ریشه هر دو به اصل عدم تبعیض[4] بر می‌گردد. به موجب اصل رفتار ملی، اعضا نباید هیچ‌گونه رفتار تبعیض‌آمیز بین محصول وارداتی با محصول مشابه داخلی به نفع محصول داخلی از خود نشان دهند. بنابراین، هیچ عضوی اجازه ندارد عوارض و مالیات‌های تبعیض‌آمیز و یا مقررات و رویه‌های اداری سخت‌گیرانه‌تر مؤثر بر خرید و فروش محصولات در بازار داخلی را در مورد کالاهای وارداتی نسبت به محصول مشابه داخلی وضع یا اعمال کند.

---

1. Reciprocity
2. Most Favor Nations (MFN)
3. National Treatment (NT)
4. Non- discrimination

اصل حمایت از صنعت داخلی فقط از طریق تعرفه‌ها: سازمان جهانی تجارت به اعضا اجازه می‌دهد که از تولید داخلی صرفاً از طریق تعرفه‌ها حمایت کنند. با این حال، تعرفه‌هایی که از طریق مذاکرات چندجانبه و تبادل امتیازات کاهش می‌یابند باید در سطح نرخ‌های تعیین شده، تثبیت شوند و اعضا اجازه ندارند مجدداً آن‌ها را افزایش دهند مگر در شرایط خاصی از قبیل مذاکرات مجدد، کسری تراز پرداخت‌ها، ورود آسیب و لطمه جدی به صنعت داخلی و یا در مقابله با کالاهای برخوردار از یارانه و یا واردات دامپینگ شده که شرایط و ضوابط تفصیلی هر یک از این اقدامات در گات و بعضاً موافقتنامه‌های خاص مرتبط با هر کدام از این موضوعات آمده است.

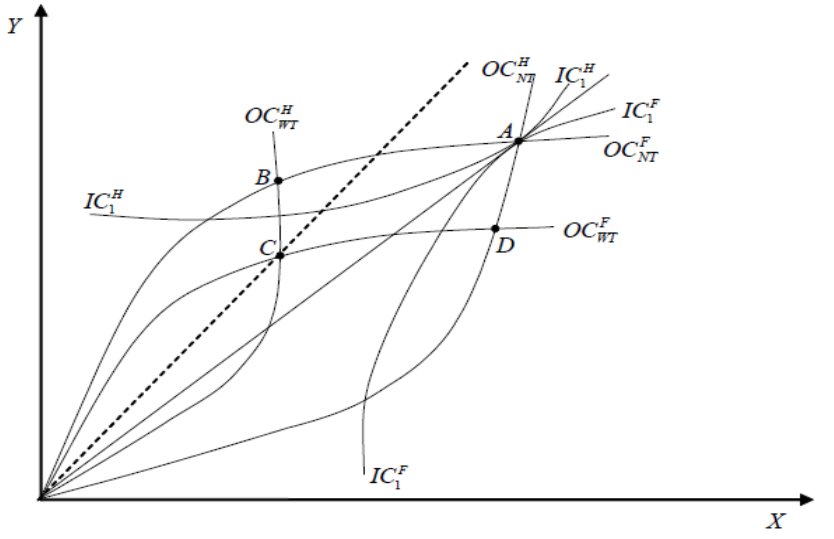
اصل ممنوعیت استفاده از محدودیت‌های مقداری: استفاده از محدودیت‌های مقداری در برابر واردات و صادرات ممنوع است. سهمیه‌بندی و ممنوعیت واردات و صادرات و سایر تدابیر اداری و تشریفاتی مانع ورود یا صدور کالا و یا محدودکننده آن‌ها از جمله این محدودیت‌هاست. بنابراین، تعرفه تنها ابزار حمایتی مجاز به شمار می‌رود (سازمان جهانی تجارت، ۲۰۰۲: ۳۰-۲۵).

۲-۲- مبانی نظری سازمان جهانی تجارت

تعرفه هیچ تأثیری بر رابطه مبادله کشور کوچک ندارد. زیرا کشور کوچک گیرنده قیمت است. بدون تعرفه، یک کشور کوچک قادر خواهد بود حجم تجارت بیشتری داشته، رفاه خود را افزایش دهد. بنابراین، هیچ مزیتی در وضع تعرفه برای کشور کوچک وجود ندارد. در حالت کشور بزرگ که بر قیمت‌های جهانی تأثیر می‌گذارد اجورث نشان داد که اگر منحنی پیشنهاد[1] کشور مقابل کاملاً کشش‌پذیر نباشد کشور بزرگ می‌تواند با وضع تعرفه، رفاه خود را افزایش دهد. موضوع کسب منافع بیشتری از تجارت با وضع تعرفه بهینه ذیل «نظریه تعرفه بهینه» مطرح می‌شود. منظور از تعرفه بهینه سطحی از حمایت است که رفاه داخلی یک کشور را با توجه به منحنی پیشنهاد خارجی حداکثر می‌نماید. کالدور[2] (۱۹۴۰) امکان تلافی از طرف کشور متضرر را وارد بحث خود کرد. او این‌گونه بحث می‌کند که کشوری که امکان تغییر رابطه مبادله را دارد به مانند یک انحصارگر عمل می‌کند و میزان تغییر احتمالی رابطه مبادله بستگی به قدرت انحصاری

1. Offer Curve
2. Kaldor (1940)

این کشور دارد و قدرت انحصاری کشور مذکور با کشش تقاضای خارجی تعیین می‌شود. بنابراین، به احتمال قریب به یقین، کشور متضرر دست به اقدام تلافی‌جویانه خواهد زد. در این حالت لازم است تعامل بین کشورها و سیاست تجاری یک‌جانبه[1] در مقابل چندجانبه مورد بررسی قرارگیرد. در حالتی که هر دو کشور تعرفه بر واردات خود اعمال کنند، نقطه C نقطه تعادل خواهد بود که در شکل ۱ نشان داده شده است. اگر کشورها تصمیم بگیرند از این وضعیت به وضعیت تجارت آزاد حرکت کنند، نقطه تعادل از C به A منتقل می‌شود و رفاه هر دو کشور افزایش می‌یابد که با سطح بالاتر منحنی‌های بی‌تفاوتی تجارت هر دو کشور نشان داده شده است. اگر یکی از دو کشور تعرفه را کنار بگذارد کشور دیگر تمایل خواهد داشت که تعرفه خود را حفظ کند چرا که با این کار رابطه مبادله خود را بهبود بخشیده، به سطح رفاه بالاتری می‌رسد. در نقطه D کشور میزبان تعرفه خود را حذف می‌کند و کشور خارجی تعرفه‌اش را حفظ کرده و رفاهش افزایش می‌یابد و در نقطه B عکس این حالت اتفاق می‌افتد و کشور خارجی که تعرفه خود را برداشته است، متضرر خواهد شد (سالواتوره[2]، ۲۰۱۳).



منبع: سالواتوره (۲۰۱۳)

شکل ۱: سیاست تجاری یک جانبه در مقابل چند جانبه

[1]. Unilateral Trade Policy
[2]. Salvatore (2013)

در واقع در چارچوب تئوری بازی‌ها یک بازی معمای زندانی[1] سیاست یک جانبه روی می‌دهد. در این بازی هر دو کشور در راهبرد تجارت آزاد، عایدی بهتری نسبت به راهبرد حمایتی دارند. اما هیچ کشوری دست به اقدام یک جانبه برای حذف تعرفه خود نمی‌زند زیرا اگر کشور مقابل راهبرد حمایتی خود را حفظ کند در بهترین وضعیت رفاهی قرار می‌گیرد، در حالی که کشور حذف‌کننده تعرفه در بدترین وضعیت رفاهی قرار خواهد گرفت. بنابراین، هر دو کشور تعرفه‌های خود را حفظ خواهند کرد و از وضعیت حمایتی خارج نمی‌شوند و نهایتاً راهبرد حمایتی به عنوان راهبرد غالب[2] توسط هر دو کشور انتخاب می‌شود و هر دو کشور را نسبت به راهبرد تجارت آزاد در وضعیت بدتر رفاهی قرار خواهد داد. در واقع راهبرد حمایت – حمایت تعادل نش[3] است اما بهینه پارتو[4] راهبرد تجارت آزاد- تجارت آزاد است (جدول ۱). بنابراین، کاملاً واضح است که سیاست تجاری یک‌جانبه با وجود غیر بهینه بودن تعادل نش نمی‌تواند در خروج کشورها از وضعیت حمایتی و اتخاذ راهبرد تجارت آزاد موثر واقع شود. تنها یک موافقت‌نامه تجاری چندجانبه[5] مثل گات و در حال حاضر سازمان جهانی تجارت است که به خاطر داشتن ضمانت اجرایی (رکن حل اختلاف[6] سازمان جهانی تجارت) در سطح بین‌المللی می‌تواند هر کشور را از اتخاذ راهبرد حمایتی باز دارد. چرا که هر کشور اطمینان دارد اگر راهبرد تجارت آزاد را انتخاب کند شریک تجاریش نمی‌تواند با اتخاذ راهبرد حمایتی رفاه خود را با متضرر ساختن او حداکثر نماید (باگول و استیگر[7]،۲۰۰۳: ۱۸). استیگر (۱۹۹۴) موافقت‌نامه تجاری بین‌المللی را این‌گونه تعریف می‌کند: «موافقت‌نامه تجاری بین‌المللی مجموعه مقرراتی است مرتبط با سیاست تجاری که دارای رویه‌های اجرایی مشخصی است. در این موافقت‌نامه انگیزه‌های یک‌جانبه اعضا برای نقض تعهداتشان به وسیله مقرراتی که مربوط به مجازات اعضای خاطی است کنترل می‌شود».

1. Prisoners Dilemma
2. Dominant Strategy
3. Nash Equilibrium
4. Pareto Optimum
5. Multilateral Trade Agreement
6. Dispute Settlement Body (DSB)
7. Bagwell & Staiger (2003)

جدول ۱: معمای زندانی سیاست یک جانبه

		کشور ۲	
		تجارت آزاد	**حمایت (اعمال تعرفه بهینه)**
کشور ۱	**تجارت آزاد**	بهینه پارتو	حداکثر منفعت کشور ۲ و متضرر شدن کشور ۱
	حمایت (اعمال تعرفه بهینه)	حداکثر منفعت کشور ۱ و متضرر شدن کشور ۲	تعادل نش

منبع: باچتا[1] (۲۰۰۳)

اکثر مطالعات مربوط به مبانی نظری سازمان جهانی تجارت و مذاکرات تجاری در چارچوب این سازمان توسط باگول و استیگر انجام شده است. در مطالعه دیگری که توسط آن‌ها انجام شد در چارچوب یک مدل تعادل عمومی نشان دادند که دو اصل دولت کامله‌الوداد و اصل رفتار متقابل ضامن حفظ منافع کشورهای غیر درگیر در مذاکرات تجاری در سازمان جهانی تجارت است (باگول و استیگر، ۲۰۰۵). همچنین، با گسترش یک مدل تعادل عمومی نشان دادند که مقررات سازمان جهانی تجارت درباره موضوع مذاکرات مجدد[2] و موضوع بی‌اثر یا کم‌رنگ شدن آزادسازی‌ها[3] می‌تواند مانع از بروز پدیده‌های فرار از تعهدات قبلی یا تلاش برای فریب‌کاری آتی برای کسب حداکثر منافع از مذاکرات شود (باگول و استیگر، ۲۰۱۰). در یک مدل تعادل عمومی دیگر که به منظور تحلیل آثار کارایی مذاکرات تجاری همزمان بین سه کشور طراحی شد فرض بر این بود که یک کشور میزبان وجود دارد که همزمان با دو شریک تجاری خود مذاکره می‌کند اما آن‌ها با هم مذاکره نمی‌کنند. در واقع، مذاکرات دو جانبه به شکل همزمان انجام می‌شود اما مذاکرات چندجانبه‌ای در کار نیست. بدون شک قواعد مختلف مذاکراتی می‌تواند نتایج متفاوتی داشته باشد. اما در این مطالعه به عنوان یک معیار پایه فرض شد که مذاکرات بدون قاعده[4] است. به عبارت دیگر امکان اعمال تعرفه‌های تبعیض‌آمیز بر محصولات مشابه شرکای تجاری از طرف کشور میزبان وجود دارد. این مدل می‌تواند به عنوان یک مدل استاندارد، برای مطالعات بعدی که شامل قواعد مذاکرات تجاری مثل اصل دولت کامله‌الوداد است، مورد استفاده قرار گیرد. ویژگی اصلی مذاکرات بدون قاعده آن است که نتایج هر مذاکره می‌تواند قیمت‌های جهانی و به دنبال آن

1. Bacchetta (2003)
2. Renegotiations
3. Nullification and Impairment
4. No-Rules Setting

دستاوردهای مذاکرات دیگر را متأثر نماید. بنابراین در این مطالعه یک مدل تعادل عمومی مذاکرات دو جانبه همزمان طراحی شد که نتایج و دستاوردهای آن‌ها به یکدیگر وابسته هستند. در این مدل از رویکرد هرن و ولینسکی[1] در مورد مفهوم تعادل استفاده شده است. از این رویکرد گاهی با عنوان جواب نش در نش[2] هم یاد می‌شود چرا که در هر مذاکره دوجانبه پاسخ نش چانه‌زنی انتخاب می‌شود در حالی که فرض می‌شود در مذاکرات دیگر هم همین‌گونه عمل می‌شود. در این مدل برای بررسی اثرات آزادسازی بر کارایی از توابع رفاه اجتماعی به تفکیک کشورها استفاده شده است. هدف از کاهش تعرفه‌ها حداکثر کردن رفاه کشورهای درگیر در مذاکرات است. نتایج بررسی این مطالعه نشان می‌دهد که در نقطه تعادل نش در نش هر چند تعرفه‌ها در سطح دوجانبه کارا هستند اما در سطح چندجانبه کارایی وجود ندارد چرا که می‌توان با یک افزایش کوچک در تعرفه هر کشور، بهبود پارتویی حاصل کرد اما با کاهش آن نمی‌توان به این هدف رسید. در واقع، در نتیجه مذاکرات دوجانبه همزمان و مجزا و در فقدان مذاکرات چندجانبه، تعرفه‌ها به شکل غیرکارایی کاهش می‌یابند (باگول و دیگران، ۲۰۱۹).

۳- پیشینه تحقیقاتی

دو دسته مطالعات در استفاده از مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه در موضوعات مرتبط با سازمان جهانی تجارت وجود دارد. دسته اول مطالعاتی هستند که جنبه‌های مختلف ادوار مذاکراتی ذیل سازمان جهانی تجارت مثل دور اروگوئه[3] یا دور دوحه[4] را مدل‌سازی کردند. هدف این دسته مطالعات آن است که منافع کشورهای عضو را به تفکیک گروه‌های مختلف از آزادسازی یا پیشنهادهای آزادسازی تجاری مطروحه ذیل ادوار مذاکراتی ارزیابی کنند. بخش‌های اقتصادی در مدل‌های طراحی شده در این دسته از مطالعات، به زیربخش‌های متعدد شکسته شده و کشورهای عضو نیز به تفکیک مناطق مختلف در مدل وارد شده‌اند. تغییرات تولید ناخالص ملی و مصرف

1. Horn-Wolinsky Approach
2. Nash in Nash Solution
3. این دور از مذاکرات تجاری از سال ۱۹۸۶ آغاز شد و برای بیش از ۷ سال یعنی تا زمانی که سازمان جهانی تجارت تأسیس شد، ادامه داشت.
4. این دور از مذاکرات تجاری از سال ۲۰۰۱ آغاز شد و همچنان ادامه دارد.

خصوصی گروه کشورها برای ارزیابی تغییرات رفاهی آن‌ها مورد توجه این دسته از پژوهش‌هاست. از جمله این مطالعات، می‌توان به مطالعه براون[۱] و دیگران (۱۹۹۰)، فرانکوییس[۲] و دیگران (۱۹۹۶)، گلدین و وندر منسبراگ[۳] (۱۹۹۶)، هریسون[۴] و دیگران (۱۹۹۵) و اومولو[۵] (۲۰۱۱) اشاره کرد.

دسته دوم مطالعاتی هستند که آثار پیوستن کشورها را به سازمان جهانی تجارت مورد بررسی قرار می‌دهند. این دسته مطالعات بیشتر با موضوع این پژوهش سازگاری دارد و از این رو برخی از مهمترین آن‌ها در ادامه مرور می‌شود.

جنسن و دیگران[۶] (۲۰۰۴) پژوهشی را در مورد آثار پیوستن روسیه به سازمان جهانی تجارت با رویکرد بخشی و با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه انجام دادند. در مطالعه آن‌ها کل اقتصاد به ۳۵ بخش تقسیم شد و پایگاه داده‌های آن‌ها جدول داده ستانده سال ۱۹۹۵ روسیه بود. در مجموع منافع روسیه از الحاق به سازمان جهانی تجارت در بخش مصرف یک افزایش ۷/۲ درصدی و در تولید ناخالص داخلی یک افزایش ۳/۳ درصدی را در میان مدت نشان داد. از نتایج این پژوهش آن بود که آزادسازی از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مهمترین منبع منافع روسیه از الحاق به سازمان جهانی تجارت است.

پاول و دیگران[۷] (۲۰۰۴) مدلی را برای الحاق اوکراین به سازمان جهانی تجارت طراحی کردند. مدل آن‌ها یک مدل تعادل عمومی ایستا شامل ۲۰ بخش می‌شد که مبتنی بر پایگاه داده‌های جدول داده ستانده این کشور برای سال ۲۰۰۱ بود. سناریوسازی به شکل ترکیبی انجام شد و شامل سیاست‌های کاهش تعرفه‌های وارداتی بر اساس نتایج مذاکرات الحاق، بهبود دسترسی به بازار صادراتی، حذف یارانه‌های مستقیم و تبعیض مالیاتی و در نظر گرفتن ۵ درصد مالیات مستقیم می‌شد. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده افزایش ۳ درصدی مصرف خصوصی، ۱/۹ درصدی تولید ناخالص داخلی و ۱۴ درصدی صادرات و واردات بود.

---

1. Brown et al (1990)
2. Francois et al (1996)
3. Goldin and Van der Mensbrugghe (1996)
4. Harrison et al (1995)
5. Omolo (2011)
6. Jensen et al (2004)
7. Pavel et al (2004)

جنسن و تار[1] (۲۰۰۷) مدل مشابهی را که برای روسیه ساخته بودند برای بررسی اثر الحاق قزاقستان به سازمان جهانی تجارت به کار بردند. مدل شامل ۵۶ بخش می‌شد و مبتنی بر جدول داده ستانده سال ۲۰۰۳ این کشور بود. برای سناریوسازی الحاق نیز از سناریوهای ترکیبی بهره بردند. کل منافع عایدی قزاقستان از الحاق به سازمان جهانی تجارت شامل ۶/۷ درصد افزایش در مصرف داخلی و ۳/۷ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی برآورد شد که بیشترین منافع الحاق به رفع موانع حضور عرضه‌کنندگان خدمات در بازار داخلی قزاقستان مربوط می‌شود.

لیو و همکاران[2] (۲۰۰۷) در پژوهشی به بررسی اثرات آزادسازی تجاری بخش کشاورزی چین در نتیجه پیوستن به سازمان جهانی تجارت بر فقر در این کشور پرداختند. برای این مطالعه از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه بر اساس ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۲۰۰۱ این کشور استفاده شد. نتایج حاکی از آن بود که پیوستن به سازمان جهانی تجارت باعث کاهش درآمد خانوارهای روستایی که تولیدکنندگان کالاهای کشاورزی هستند، می‌شود اما بخش صنعت و درآمد شهرنشینان افزایش می‌یابد.

کلینگ[3] و دیگران (۲۰۰۹) با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه، اثر پیوستن ویتنام به سازمان جهانی تجارت را بر توزیع درآمد بررسی کردند. بررسی آن‌ها نشان داد که پیوستن به این سازمان از طریق ایجاد اشتغال مخصوصاً در بخش صنعت، افزایش دستمزدهای واقعی، کاهش فقر و افزایش نابرابری بین بخش شهری و روستایی بر توزیع درآمد اثر می‌گذارد. این مطالعه بر لزوم اتخاذ سیاست‌های مناسب پس از پیوستن به این سازمان مخصوصاً در سه حوزه آموزش، مهاجرت و سیاست‌های حمایت اجتماعی و منطقه‌ای تأکید می‌کند.

بایراموف و دیگران[4] (۲۰۱۴) به بررسی آثار پیوستن آذربایجان به سازمان جهانی تجارت با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پرداختند. این پژوهش نشان داد با الحاق آذربایجان به سازمان جهانی تجارت در کوتاه‌مدت رفاه عمومی افزایش خواهد یافت. افزایش رفاه در نتیجه افزایش درآمد، مصرف و پس‌انداز خانوار روی خواهد داد. با این همه، صادرات آذربایجان به مرور دچار افت شدید می‌شود. همچنین، اگر آذربایجان بخواهد از منافع الحاق به شکل پایداری

---

1. Jensen and Tarr (2007)
2. Liu (2007)
3. Cling (2009)
4. Bayramov (2014)

بهره‌مند شود باید اقتصاد خود را به سرعت از وابستگی به نفت رهایی بخشد در غیر این صورت به خاطر آسیب‌پذیری صنایع داخلی، رفاه مصرف‌کنندگان در بلندمدت افت خواهد کرد. با این حال، سازمان جهانی تجارت می‌تواند روند اصلاحات اقتصادی و متنوع‌سازی اقتصاد داخل را از طریق بهبود شفافیت در عرصه اقتصاد و آزادسازی تجارت خدمات مالی و ورود سرمایه‌های خارجی تسریع بخشد.

موسی و دیگران[1] (۲۰۱۵) به تحلیل آثار اقتصادی الحاق اتیوپی به سازمان جهانی تجارت با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی پرداختند. پایگاه داده‌های این پژوهش ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۲۰۰۵ اتیوپی است. آن‌ها در مطالعه خود ۳ سناریو کاهش تعرفه را در نظر گرفتند که شدت کاهش تعرفه‌ها در هر سناریو نسبت به سناریو قبل بیشتر می‌شود. در سناریو اول اعضای سازمان جهانی تجارت پیشنهاد دولت اتیوپی را می‌پذیرند و سطح تعرفه‌های تثبیتی اتیوپی در بخش کشاورزی و صنعت به ترتیب در نرخ‌های ۶۹/۷ و ۶۴/۴ قرار می‌گیرد. در سناریو دوم تعرفه‌ها در این دو بخش به ترتیب به سطوح ۵۰ و ۳۵ درصد می‌رسد. در سناریو سوم تعرفه‌ها ۱۰ درصد از سطوح تعرفه در سناریو دوم کمتر هستند. در همه این سناریوها تولید ناخالص ملی اتیوپی افزایش ناچیزی می‌یابد. بهترین سناریو در بین سناریوهای مذکور سناریو سوم است که در فاصله بین سال‌های ۲۰۱۶ تا ۲۰۲۰ تولید ناخالص ملی اتیوپی به طور متوسط ۰/۲۳ درصد رشد می‌کند. ذیل این سناریو، محصولات گندم، جو، ذرت و دانه‌های روغنی در بخش کشاورزی و صنایع منسوجات و محصولات چرمی در بخش صنعت بالاترین رشد را در مقایسه با دو سناریو دیگر خواهند داشت.

ژنگیان و دیگران[2] (۲۰۱۸) به بررسی اثرات زیست محیطی (انتشار گازهای گلخانه‌ای) آزادسازی تجاری کشور چین از طریق الحاق به سازمان جهانی تجارت پرداختند. به این منظور آن‌ها از شاخص‌های گازهای گلخانه‌ای ناشی از صادرات[3]، تراز گازهای گلخانه‌ای ناشی از تجارت[4] و خالص گازهای گلخانه‌ای حاصل از تجارت[5] استفاده کردند. برای ساختن سناریو پایه که وضعیت

---

1. Mussie (2015)
2. Zhengyan (2018)
3. Emissions Embodied in Exports
4. Balance of Emissions Embodied in Trade
5. Net Emissions Contributed by Trade

عدم الحاق به سازمان جهانی تجارت را نشان دهد و به عنوان مبنایی برای مقایسه وضعیت الحاق با وضعیت عدم الحاق به کار می‌رود از یک مدل پویای تعادل عمومی قابل محاسبه استفاده کردند. نتایج بررسی آن‌ها نشان داد که الحاق به سازمان، تأثیر قابل توجه بر افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از صادرات داشته است. همچنین با در نظر گرفتن هر دو جنبه صادرات و واردات، چین پس از الحاق به سازمان، در مقایسه با شرکای تجاریش از افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای در سطح داخلی بیشتر متضرر شده است. پیشنهاد نهایی محققین تداوم روند آزادسازی تجاری توسط چین همراه با تلاش برای کاهش آثار معکوس آزادسازی بر محیط زیست از طریق کاهش گازهای گلخانه‌ای در محتوای تولیدات داخلی و بهینه‌سازی ساختار تجارت (با توجه به میزان گازهای گلخانه‌ای در محتوای صادرات و واردات) است.

اوواچووو و اوکاگبو[1] (۲۰۱۹) اثر الحاق به سازمان جهانی تجارت را بر بیکاری با استفاده از داده‌های مربوط به کشورهای عضو سازمان در فاصله سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۷ بررسی کردند. آن‌ها اثر علّی الحاق به سازمان را بر نرخ بیکاری با استفاده از مدل‌های تفاضلی برآورد کردند. برآورد آن‌ها نشان داد که نرخ بیکاری به طور متوسط ۱۳/۷ درصد کاهش یافته است. با این وجود تاثیر الحاق بر کاهش نرخ بیکاری برای کشورهایی که در فاصله سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۷ به سازمان پیوسته‌اند بیشتر از کشورهایی بوده که در فاصله سال‌های ۱۹۹۵ تا ۱۹۹۹ و همچنین بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ به سازمان ملحق شده‌اند. همچنین این اثر برای کشورهای در حال توسعه بیشتر از توسعه‌یافته بوده است. نتایج به دست آمده مستحکم است و متأثر از شوک‌های شبیه‌سازی ناشی از اوضاع سیاسی و اقتصادی قبل از الحاق نیست.

در بخش تحقیقات داخلی نیز می‌توان به پژوهش سلامی (۱۳۷۹) در بررسی آثار اقتصادی پیوستن ایران به سازمان جهانی تجارت بر بخش کشاورزی در قالب یک مدل تعادل عمومی اشاره کرد که در آن دو سناریو پیوستن و عدم پیوستن را مورد شبیه‌سازی قرار داده است. نتایج حاکی از آن است که بخش کشاورزی از پیوستن سود خواهد برد و عدم پیوستن باعث فرصت‌سوزی خواهد شد.

مجاور حسینی و فیاض منش (۱۳۸۵) به برآورد اثرات کلان الحاق ایران به سازمان جهانی تجارت با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه پرداختند. نتایج بدست آمده از تحقیق آن‌ها

[1]. Ouwachuwu & Okagbue (2019)

نشان داد که الحاق به سازمان جهانی تجارت موجب افزایش درآمد ملی به میزانی کمتر از نیم درصد خواهد شد که دو پنجم آن به امتیازات حاصل از دسترسی به بازارهای صادراتی مربوط می‌شود. آثار مثبت بر مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری کل بستگی به حذف یارانه ارزی دارد.

مهرآرا و برخورداری (۱۳۸۶) آثار کاهش تعرفه را بر ارزش افزوده و اشتغال بخش‌های مختلف اقتصادی کشور بر اساس یک الگوی تعادل عمومی ایستا و با به کارگیری ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۰ در قالب دو سناریو کاهش ۱۰ و ۵۰ درصدی نرخ‌های تعرفه بررسی کردند. نتایج حاکی از آن بود که رشته فعالیت نفت و به طور کلی صنایع منابع طبیعی محور بیشترین افزایش ارزش افزوده و اشتغال و رشته فعالیت غذایی و پوشاک بیشترین کاهش را در هردو سناریو دارند. به علاوه در هردو سناریو، اشتغال و ارزش افزوده رشته فعالیت‌های بخش صنعت افزایش و بخش‌های کشاورزی و خدمات کاهش می‌یابد.

ذوقی‌پور و زیبایی (۱۳۸۸) به بررسی اثرات آزادسازی تجاری در بخش‌های اقتصادی ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پرداختند. نتایج مربوط به شبیه‌سازی مدل نشان داد که کاهش تعرفه‌ها به میزان ۵۰ و ۱۰۰ درصد در کل بخش‌ها، منجر به کاهش کل عرضه محصول و سرمایه‌گذاری و افزایش کل صادرات، واردات، درآمد و مصرف خانوارها می‌شود.

مصری‌نژاد (۱۳۸۹) در مقاله خود به بررسی ارتباط آزادسازی تجاری و رقابت‌پذیری بین‌المللی در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پرداخت. نتایج مطالعه حاکی از آن است که آزادسازی تجاری دست کم در کوتاه مدت، قدرت رقابت‌پذیری بین‌المللی بخش‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.

برقی اسکویی (۱۳۹۴) تأثیر کاهش نرخ تعرفه کالاهای وارداتی را بر بازار کار ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه بررسی کرد. نتایج نشان داد که با کاهش نرخ تعرفه، سطح اشتغال افزایش می‌یابد اما با توجه به این‌که با کاهش بیشتر تعرفه، نرخ رشد دستمزد نیروی کار ماهر روند نزولی پیدا می‌کند، آزادسازی تجاری باعث افزایش نابرابری دستمزدها می‌گردد.

یاوری و دیگران (۱۳۹۶) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی اثرات سیاست تجاری و ارزی ایران پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که تکانه مثبت نرخ ارز، اشتغال و تولید ملی را افزایش و ارزش کل واردات را کاهش می‌دهد. همچنین هر چند اثر این تکانه بر رابطه مبادله مثبت است اما به دلیل تغییرات کم، انتظار نمی‌رود در صادرات غیر نفتی

تحرک جدی حاصل شود. به علاوه با تکانه مثبت تعرفه کالاهای واسطه‌ای، واردات کل و صادرات غیر نفتی کاهش می‌یابد.

ابونوری و دیگران (۱۳۹۶) اثرات رفاهی پیوستن ایران به سازمان جهانی تجارت را در قالب یک مدل تعادل عمومی بررسی کردند. نتایج بررسی آن‌ها نشان داد که در یک افق بلندمدت ۳۰ ساله، سطح رفاه خانوارها در تمام سال‌های پس از الحاق در مقایسه با قبل از الحاق افزایش می‌یابد اما در دهه اول پس از الحاق نرخ رشد رفاه نسبت به قبل از الحاق، روند نزولی دارد. روند افزایشی رفاه، از دهه سوم پس از الحاق آغاز می‌شود.

زارع و دیگران (۱۳۹۷) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی، تأثیر الحاق ایران به سازمان جهانی تجارت را بر تجارت خارجی در بخش‌های کشاورزی و صنعت بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که در بخش کشاورزی پس از رشد ۷۰ درصدی واردات در سال پایه، شاهد یک دهه کاهش ملایم و سپس تثبیت وضعیت موجود خواهیم بود. صادرات بخش کشاورزی نیز پس از یک دهه کاهش، رشد ملایم خود را دوباره آغاز می‌کند. بنابراین، آثار منفی الحاق در بخش کشاورزی، بیشتر در دهه اول پس از الحاق نمایان خواهد شد. در بخش صنعت، روند نزولی واردات و صادرات صنعتی در بلندمدت پس از افزایش به ترتیب ۲۱ و ۳ درصدی در سال پایه، شدیدتر و پایدارتر از بخش کشاورزی خواهد بود.

در مطالعات قبلی به غیر از سه مطالعه یاوری و دیگران (۱۳۹۶)، ابونوری و دیگران (۱۳۹۶) و زارع و دیگران (۱۳۹۷)، آثار کوتاه‌مدت (ایستا) کاهش تعرفه بررسی شده است. در مطالعه یاوری و دیگران (۱۳۹۶) اثر الحاق به سازمان جهانی تجارت بررسی نشده است و در دو مطالعه اخیر نیز آثار تولیدی الحاق به سازمان بررسی نشده بلکه به ترتیب آثار رفاهی و تجاری بررسی شده‌اند. در پژوهش حاضر با الهام از دو مطالعه اخیر سعی شده است از مدل‌سازی با رویکرد پویا بهره‌گیری شود و برای سناریوسازی کاهش تعرفه‌های کشور در نتیجه الحاق به سازمان جهانی تجارت به تعهدات سایر کشورهای در حال توسعه ملحق شده به سازمان توجه شود. اما جنبه نوآوری پژوهش آن است که برای اولین بار اثرات بلندمدت (پویا) الحاق به سازمان جهانی تجارت را بر ارزش افزوده بخش‌های اصلی اقتصاد مورد بررسی قرار می‌دهد. موضوعی که همواره چالش برانگیزترین و پردغدغه‌ترین موضوع در بین موضوعات مرتبط با الحاق ایران به سازمان جهانی تجارت بوده

است. بدین ترتیب این مطالعه حلقه مفقوده مطالعات قبلی را تکمیل می‌کند و تصورات و انتظارات مربوط به عضویت در سازمان را به چالش می‌کشد.

۴- معرفی الگو، تخمین و تجزیه و تحلیل نتایج

در این پژوهش از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی استفاده شده است. فرض انتظارات کارگزاران اقتصادی و مکانیسم تصمیم‌گیری بین زمانی، مدل‌های CGE پویا را به دو دسته مدل‌های CGE پویا با پویایی حرکت به جلو[1] و مدل‌های CGE پویا با پویایی نگاه به جلو[2] تقسیم می‌کند. در نوع اول، پویایی مبتنی بر فرض انتظارات تطبیقی[3] است. عاملین اقتصادی فرض می‌کنند شرایط جاری اقتصاد در تمام دوره‌های آتی اقتصاد حاکم است. به این مدل‌ها، مدل‌های CGE پویای بازگشتی یا تناوبی نیز گفته می‌شود (بکی حسکویی، ۱۳۸۹: ۱۱۲). این مدل‌ها یک سری مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه ایستا در دوره‌های زمانی مختلف هستند که ارتباط بین دوره‌های زمانی به وسیله معادلات رفتاری برای متغیرهای درون‌زایی مثل انباشت سرمایه[4] و روزآمدسازی متغیرهای برون‌زایی مثل عرضه نیروی کار برقرار می‌شود. ذخیره سرمایه به شکل درون‌زا با معادله انباشت سرمایه و عرضه نیروی کار به شکل برون‌زا در فاصله بین دوره‌های زمانی تغییر می‌کنند. همچنین می‌توان مکانیسم روزآمدسازی را برای متغیرهای دیگر برون‌زای مدل مثل هزینه‌های دولت، پرداخت‌های انتقالی، تغییرات فناورانه و انباشت بدهی تعریف کرد. سپس مدل به شکل بازگشتی حل می‌شود و بدین ترتیب یک مسیر زمانی پویا برای شبیه‌سازی مدل ایجاد می‌شود (انابی و دیگران[5]، ۲۰۰۵). در این مسیر زمانی، مرتباً یک مدل ایستا یک دوره‌ای طی دوره زمانی مورد بررسی حل می‌شود. بدین صورت که ابتدا مدل برای یک دوره پس از شوک همانند مدل ایستا حل می‌شود سپس تمام متغیرهای حل شده به عنوان متغیرهای اولیه دوره بعد به کار گرفته می‌شود و مدل دوباره حل می‌شود و همین روند تا پایان دوره مورد بررسی ادامه می‌یابد. لازم به ذکر است که مدل‌های پویای عطفی بخشی از سازگاری خود را با تئوری اقتصاد خرد از

---

1. Forward-Moving Dynamics
2. Forward-Looking Dynamics
3. Adaptive Expectations
4. Capital Accumulation
5. Annabi (2005)

دست می‌دهند چرا که به جای بهینه‌سازی پویای کل دوره، عاملین اقتصادی سود خود را در هر دوره حداکثر می‌کنند. با این وجود، فرایند تعدیل وارد مدل می‌شود و امکان ارزیابی مسیر زمانی حرکت به سمت تعادل جدید فراهم می‌گردد. مدل‌های CGE ایستا در لحاظ کردن آثار سیاست‌های اقتصادی بر رشد به خاطر در نظر نگرفتن آثار انباشت سرمایه ناتوانند و مطالعه اقتصاد در دوره انتقال در چارچوب این مدل‌ها، زمانی که تأثیر کوتاه‌مدت سیاست اقتصادی از تأثیر میان‌مدت آن متفاوت است، امکان‌پذیر نیست. با استفاده از مدل‌های ایستا نمی‌توان به تحلیل آثار سیاست‌های اقتصادی پرداخت که به شکل مرحله‌ای و فازی اجرا می‌شود و چندین سال طول می‌کشد تا به طور کامل اجرا شوند چراکه این مدل‌ها نمی‌توانند مسیر حرکت از نقطه تعادل اولیه به نقطه تعادل جدید را ردیابی کنند. در همه این موارد از مدل‌های تعادل عمومی پویا استفاده می‌شود (اسپینوسا[1]، ۲۰۱۴).

۱-۴- تصریح مدل

یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی از دو بخش ایستا و پویا تشکیل شده است. در این بخش به شکل اجمالی به توضیح بخش ایستا و پویای مدل پرداخته می‌شود. فهرست کامل معادلات مدل در پیوست آمده است.

۱-۱-۴- بخش ایستای مدل

بخش ایستای مدل شامل فعالیت‌ها (تولید)، عوامل تولید و نهادها می‌شود. فعالیت‌ها خود شامل سه بخش صنعت، کشاورزی و خدمات می‌شود. منظور از عوامل تولید، دو عامل کار و سرمایه هستند. نهادها هم شامل خانوارها، دولت و دنیای خارج می‌شود.

- **فعالیت‌ها**: تولید در دو مرحله صورت می‌گیرد. فرض می‌شود که در هر کدام از بخش‌های سه‌گانه صنعت و معدن، کشاورزی و خدمات یک بنگاه نماینده وجود دارد که در مرحله اول، عوامل تولید را با استفاده از یک تابع تولید کاب- داگلاس[2] ترکیب کرده و ارزش افزوده را تولید

[1]. Espinosa (2014)
[2]. Cobb- Douglas Production Function

می‌کند و در مرحله دوم، ارزش افزوده تولیدی با استفاده از یک تابع لئونتیف[1] با نهاده‌های واسطه‌ای ترکیب شده و کالای نهایی تولید می‌شود. در هر مرحله هدف بنگاه حداکثر کردن سود است.

- **خانوارها:** خانوارها درآمد خود را از عوامل تولید کار و سرمایه به دست می‌آورند. آن‌ها همچنین مشمول انتقال‌های درون خانواری، پرداخت‌های انتقالی از دولت و انتقال‌های با دنیای خارج نیز هستند. خانوارها به دولت مالیات می‌پردازند و نرخ ثابتی از درآمد قابل تصرف خود را پس‌انداز می‌کنند. تابع تقاضای خانوارها از حداکثر کردن تابع مطلوبیتشان به دست می‌آید. کالاهای مرکب تولید شده در فرآیند تولیدی، برای مصرف خصوصی توسط خانوارها، مصرف دولتی و سرمایه‌گذاری توسط بنگاه‌ها و همچنین به عنوان نهاده‌های واسطه‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد.

- **دنیای خارج:** در مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه فرض می‌شود که کالاهای داخلی و وارداتی جانشین‌های ناقص یکدیگر هستند که به آن فرض آرمینگتون[2] گفته می‌شود. بنابراین، کالاهای داخلی و وارداتی بر اساس یک تابع با کشش جانشینی ثابت ترکیب شده و کالای مرکب تولید می‌شود که برای مصرف نهادها تخصیص می‌یابد و همچنین، به عنوان کالای واسطه‌ای در فرآیند تولید وارد می‌شود. در طرف عرضه نیز بنگاه‌ها بر اساس یک فرآیند بهینه‌سازی و بر مبنای یک تابع با کشش تبدیل ثابت[3] تصمیم می‌گیرند کالاهای تولیدی خود را به بازار داخلی عرضه و یا صادر کنند.

- **دولت:** دولت مالیات مستقیم را از درآمد خانوارها و مالیات غیر مستقیم را از کالاهای داخلی و وارداتی دریافت می‌کند. هزینه‌های دولت شامل هزینه مصرف کالاها و خدمات و پرداخت‌های انتقالی می‌شود.

- **تعادل:** تعادل عمومی به وضعیتی اطلاق می‌شود که عرضه و تقاضای کالاها و همچنین عوامل تولید برابر شود و تساوی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری برقرار گردد (زارع و همکاران، ۱۳۹۷).

---

1. Leontief Function
2. Armington Assumption
3. Constant Elasticity of Transformation (CET)

- **بستارهای[1] کلان**: بستار نئوکلاسیکی پایه مدل این تحقیق در چارچوب مدل‌های CGE والراسی است که با توجه به ویژگی‌های اقتصاد ایران تعدیل شده است.

۲-۱-۴- بخش پویای مدل

بخش پویای مدل، شامل معادلاتی است که برای برقراری ارتباط بین یک دوره زمانی به دوره دیگر تنظیم می‌شوند. این معادلات به دو دسته تقسیم می‌شوند: معادلاتی که متغیرهایی را که با نرخ ثابت در هر دوره زمانی رشد می‌کنند (نرخ رشد جمعیت n_t)، روزآمد می‌سازند؛ معادلاتی که مربوط به کنترل انباشت سرمایه در طول زمان می‌شود. عرضه نیروی کار از جمله متغیرهایی است که فرض می‌شود در هر دوره نسبت به دوره قبل، با همان نرخ رشد شاخص جمعیت افزایش یابد.

$$QFS_{l,t+1} = QFS_{l,t}(1 + n_t) \qquad (۱)$$

هزینه‌های دولت، پس‌انداز خارجی، پرداخت‌های انتقالی و سایر متغیرهای برون‌زای مدل با همین نرخ رشد می‌کنند. سرمایه موجود (مورد تقاضا) در هر بخش نیز در ابتدای هر دوره بر اساس میزان انباشت سرمایه و ضریب نرخ بازگشت سرمایه (برون‌زا) تعیین می‌شود به طوری که:

$$QF_{fjt} = ror.KK_{j,t} \qquad (۲)$$

که در آن QF_{fjt} تقاضای سرمایه و $KK_{j,t}$ میزان انباشت سرمایه در بخش j در زمان t و ror نرخ بازگشت سرمایه است. نرخ بازگشت سرمایه ۲ درصد در نظر گرفته شد. ذخیره سرمایه بعد از نصب و جاگیری در یک بخش قابل جابجایی نیست. به همین ترتیب خدمات سرمایه منتج از این ذخیره سرمایه نیز قابلیت جابجایی بین بخش‌ها را ندارد. سرمایه دوره قبل پس از استهلاک با سرمایه (سرمایه‌گذاری) جدید ترکیب می‌شود و ذخیره سرمایه در دوره جدید را تعیین می‌کند:

$$KK_{j,t+1} = (1 - \delta).KK_{j,t} + QINV_{j,t} \qquad (۳)$$

[1]. Closures

δ نرخ استهلاک سرمایه و $QINV_{j,t}$ تقاضای سرمایه‌گذاری در بخش j در زمان t هستند. نرخ استهلاک ۱۱ درصد در نظر گرفته شد. در مدل فرض می‌شود که تابع کالای سرمایه‌گذاری مرکب از نوع کاب داگلاس است.

$$\sum_j QINV_{j,t} = \iota \prod_i QINV_{it}^{\lambda_i} \quad (۴)$$

در معادله (۴) $QINV_{it}$ تقاضای سرمایه‌گذاری هر کالا و λ_i سهم هر کالا در تابع سرمایه‌گذاری مرکب و ι پارامتر انتقال در تابع مذکور است. $\sum_j QINV_{j,t}$ مجموع سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف است که برابر سرمایه‌گذاری کل می‌باشد. این برابری یکی از شرایط تعادل در بازار سرمایه در مدل‌های پویاست:

$$\sum_j QINV_{j,t} = \sum_i PQ_{it}.QINV_{it} \quad (۵)$$

مدل تحقیق، یک مدل پویای بازگشتی پس‌انداز محور است. کل پس‌انداز خانوار برابر است با میل نهایی به پس‌انداز در درآمد قابل تصرف خانوار:

$$S_t^p = mps.(1 - ty_t)YH_t \quad (۶)$$

کل پس‌انداز اقتصاد تشکیل شده از پس‌انداز خانوار و پس‌انداز خارجی. پس‌انداز خارجی یک متغیر برون‌زاست که همانند هر متغیر برون‌زای دیگر در هر دوره نسبت به دوره قبل به میزان نرخ رشد جمعیت رشد می‌کند.

$$S_{t+1}^f = S_t^f(1 + n_t) \quad (۷)$$

پس‌انداز کل برای تأمین مالی خرید کالاهای سرمایه‌گذاری مرکب به منظور سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی مدل (صنعت، کشاورزی و خدمات) به کار می‌رود. بدین ترتیب این کالاها

بخشی از ذخیره سرمایه این بخش‌ها می‌گردد. در مدل فرض می‌شود که تخصیص کالاهای سرمایه‌گذاری مرکب بر مبنای سهم مازاد عملیاتی هر بخش[1] طبق فرمول زیر انجام می‌شود:

$$p_t^k QINV_{j,t} = \frac{\hat{p}_{fjt+1}{}^{\zeta}.\widehat{QF}_{fjt+1}}{\sum_i \hat{p}_{fjt+1}{}^{\zeta}\widehat{QF}_{fjt+1}}(S_t^p + EXR.S_t^f) \qquad (۸)$$

که در آن p_t^k قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری مرکب، و $\hat{p}_{fjt+1}$ قیمت (پاداش) انتظاری خدمات سرمایه و $\widehat{QF}_{fjt+1}$ تقاضای انتظاری سرمایه در بخش در دوره آتی است. تخصیص سرمایه جدید بین بخش‌ها بر اساس بازدهی انتظاری سرمایه در هر بخش انجام می‌شود. بازدهی انتظاری سرمایه در هر بخش بستگی به قیمت انتظاری خدمات سرمایه و تقاضای انتظاری سرمایه در آن بخش دارد. قیمت انتظاری بالاتر و تقاضای انتظاری سرمایه بالاتر در یک بخش باعث تخصیص بیشتر سرمایه جدید به آن بخش می‌شود.

مدل‌های CGE پویای بازگشتی منطبق بر فرض انتظارات تطبیقی کارگزاران اقتصادی هستند یعنی فرض می‌شود کارگزاران اقتصادی انتظارات آینده‌نگر مبتنی بر پیش‌بینی کامل را ندارند. بنابراین، قیمت و موجودی سرمایه آتی با قیمت جاری (p_{fjt}) و موجودی جاری که با نرخ رشد جمعیت افزایش یافته است ($(1+n_t)QF_{fjt}$) جایگزین می‌شوند. بنابراین:

$$p_t^k QINV_{j,t} = \frac{p_{fjt}{}^{\zeta}.QF_{fjt}}{\sum_i p_{fit}{}^{\zeta}.QF_{fit}}(S_t^p + EXR.S_t^f) \qquad (۹)$$

پارامتر ζ را می‌توان به عنوان یک پارامتر وزنی تفسیر کرد که حساسیت تخصیص کالاهای سرمایه‌گذاری را به قیمت خدمات سرمایه در بخش‌ها نشان می‌دهد (هوسو[2]، ۲۰۱۵).

۲-۴- داده‌ها

در این تحقیق از ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس استفاده شده است. همچنین، تعرفه‌های ایران از کتاب مقررات صادرات و واردات و تعرفه‌های کشورهای ملحق شده به سازمان جهانی تجارت از پایگاه اینترنتی این سازمان استخراج شده است. از آن‌جا

[1]. Sectoral Share of Operating Surplus
[2]. Hosoe (2015)

که کشورهای کمتر توسعه‌یافته[1] مشمول رفتار ویژه و متفاوت[2] هستند لذا، معیار قرادادن تعهدات آن‌ها نمی‌تواند نتایج قابل اعتمادی را در بررسی آثار الحاق ایران به همراه داشته باشد. از این رو، این سری کشورها از فهرست کشورهای منتخب برای سناریوسازی کاهش تعرفه‌ها حذف شدند و نهایتاً اطلاعات ۲۲ کشور[3] در حال توسعه ملحق شده به سازمان – که اطلاعات آن‌ها در دسترس بود- برای فرآیند شبیه‌سازی مورد استفاده قرار گرفت. پس از حل مدل به روش کالیبراسیون، با سناریوسازی کاهش تعرفه بر اساس میانگین تعهدات این کشورها، به شبیه‌سازی آثار کاهش تعرفه بر ارزش افزوده بخش‌های اصلی اقتصاد پرداخته شد. برای حل مدل و انجام شبیه‌سازی کاهش تعرفه از نرم افزار گمز[4] استفاده شده است.

۳-۴- کالیبراسیون و حل عددی

برای کالیبراسیون مدل‌های CGE پویای بازگشتی داده‌های سال پایه کافی است چرا که فرض می‌شود پارامترهای کالیبره شده در سال پایه در طول دوره مورد بررسی تغییر نمی‌کند. مدل بر اساس ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ کالیبره و برای سناریو پایه با فرض رشد متغیرهای برون‌زا معادل رشد جمعیت (۲ درصد) حل عددی شد. از حل عددی مدل تمام داده‌های سال پایه باز تولید شد که نشان از استحکام کالیبراسیون مدل دارد. نتایج کالیبراسیون در جدول ۲ آمده است.

---

1. Least Developed Countries (LDCs)
2. Special & Differential (S&D) Treatment
3. این کشورها عبارتند از: عربستان، ویتنام، روسیه، اوکراین، ارمنستان، تایوان، تونگا، مونتنگرو، تاجیکستان، کیپ ورد، پاناما، ساوآ، گرجستان، عمان، مولدوا، سیشل، مغولستان، قیرقیزستان، اردن، آلبانی، اکوادور و چین.
4. GAMS

جدول ۲: پارامترها و کشش‌های مدل (نتایج کالیبراسیون)

نام تابع	نام پارامتر/کشش		بخش اقتصادی		
			کشاورزی	صنعت	خدمات
تابع مصرف	سهم کالاها		۰.۲۳۱	۰.۱۸۴	۰.۵۸۵
	میل نهایی به پس‌انداز خانوار		۰.۶۳۳	۰.۶۳۳	۰.۶۳۳
تابع تولید ارزش افزوده (کاب- داگلاس)	انتقال یا کارایی		۱.۸۲۶	۱.۴۲۳	۱.۹۰۳
	سهم عوامل تولید	نیروی کار	۰.۲۹۰	۰.۱۱۳	۰.۳۴۳
		سرمایه	۰.۷۱۰	۰.۸۸۷	۰.۶۵۷
تابع تولید نهایی (لئونتیف)	سهم نهاده‌های واسطه‌ای	کشاورزی	۰.۳۶۹	۰.۰۱۱	۰.۰۰۹
		صنعت	۰.۰۶۷	۰.۲۸۸	۰.۱۱۹
		خدمات	۰.۱۰۶	۰.۱۶۹	۰.۱۴۷
	سهم ارزش افزوده		۰.۴۵۸	۰.۵۳۱	۰.۷۲۵
تابع آرمینگتون (کالای مرکب)	کشش جانشینی		۱.۴	۱.۴	۱.۴
	سهم واردات		۰.۲۷۶	۰.۴۶۱	۰.۰۷۸
	انتقال		۱.۸۳۳	۲.۲۰۱	۱.۲۳۱
تابع تبدیل	کشش تبدیل		۱.۲	۱.۲	۱.۲
	سهم صادرات		۰.۸۸۲	۰.۵۲۴	۰.۹۳۴
	انتقال		۳.۳۴۲	۲.۰۰۳	۴.۴۷۶

منبع: محاسبات تحقیق به غیر از کشش‌ها که از مطالعات مرتبط گرفته شده‌اند.

۵- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

در سناریو رقیب یعنی سناریو الحاق به سازمان جهانی تجارت، کاهش تعرفه‌های ایران در مدل بر اساس تجربیات عضویت ۲۲ کشور در حال توسعه ملحق شده به سازمان شبیه سازی شد. این کار از این جهت صورت گرفت که سناریوسازی کاهش تعرفه‌ها با واقعیات الحاق تطبیق بیشتر داشته باشد. میانگین اسمی تعرفه‌های تثبیت شده[1] کشورهای مذکور پس از الحاق به سازمان در بخش‌های کشاورزی و صنعت به ترتیب ۱۷/۴ و ۱۰/۹ درصد است. این در حالی است که میانگین تعرفه‌های اسمی ایران در سال ۱۳۹۰ در این دو بخش به ترتیب ۳۰ و ۲۶ درصد بوده است. در سناریو رقیب، فرض می‌شود ایران نیز با الحاق به سازمان جهانی تجارت متعهد شود میانگین

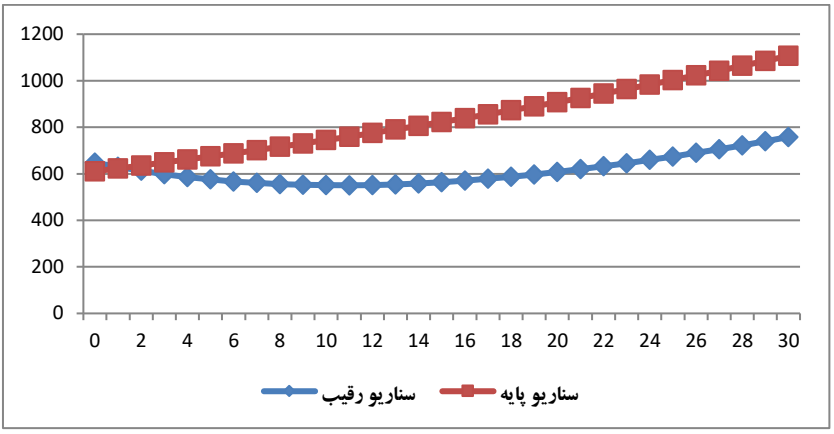
[1]. تعرفه‌های تثبیت شده (Bound Tariffs) سطحی از تعرفه‌هاست که کشورهای عضو سازمان متعهد شده‌اند بر اساس نتایج مذاکرات الحاق خود از آن تجاوز نکنند. بنابراین، تعرفه‌های کاربردی (Applied Tariffs) باید همواره کمتر یا حداکثر مساوی با نرخ‌های تثبیت شده باشد.

تعرفه‌های خود را به کشورهای مذکور برساند. از آن‌جا که مدل پویاست دوره زمانی ۳۰ ساله در مدل در نظر گرفته شد و فرض شد که در سناریوی پایه (سناریوی ملحق نشدن به سازمان جهانی تجارت)، اقتصاد از طریق گسترش عطفی[1] مسیر رشد عادی[2] (۲ درصدی) را مطابق با رشد جمعیت طی کند. در مدل‌های ایستا تحلیل نتایج بر اساس مقایسه مقدار هر متغیر پس از شبیه‌سازی با مقدار سال پایه که در جدول ماتریس حسابداری اجتماعی منعکس است انجام می‌شود اما در مدل‌های پویا، تحلیل بر اساس مقایسه متغیرها در سناریو رقیب با سناریوی پایه انجام می‌شود.

نمودار ۱ روند تغییرات ارزش افزوده بخش کشاورزی را ذیل دو سناریو پایه و رقیب نشان می‌دهد. ارزش افزوده بخش کشاورزی، ذیل سناریو رقیب پس از یک دهه کاهش ملایم، رشد ملایم خود را آغاز می‌کند. میانگین رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی ذیل سناریو رقیب در حدود ۰/۵ درصد برآورد شده است. این رقم در سناریو پایه ۲ درصد است. این نمودار نشان می‌دهد تنها در سال اول پس از الحاق، ارزش افزوده بخش کشاورزی در سناریو رقیب بالاتر از سناریو پایه است و در سال‌های بعد از آن وضعیت معکوس می‌شود و سال به سال شکاف این دو بیشتر می‌شود. این نمودار به خوبی تفاوت بین مطالعه ایستا و پویا را نشان می‌دهد. در مطالعه ایستا اثر الحاق صرفاً در سال بعد از الحاق دیده می‌شود اما در مطالعه پویا روند تغییرات در یک بازه زمانی بلندمدت بررسی می‌شود که انعکاس بسیار بهتری از آثار الحاق است. نمودار ۲، اختلاف ارزش افزوده را بین دو سناریو رقیب و پایه به شکل درصد نشان می‌دهد. این نمودار نشان می‌دهد که در طی دو دهه این اختلاف به اوج خود و به حدود ۳۲ درصد ارزش افزوده در سناریو پایه می‌رسد و سپس در دهه سوم این اختلاف تقریباً ثابت می‌ماند. اختلاف ۳۲ درصدی بین رشد ارزش افزوده در سناریو رقیب نسبت به سناریو پایه بدین مفهوم است که ارزش افزوده بخش کشاورزی در سال سی‌ام پس از الحاق، ۳۲ درصد کمتر از حالتی است که کشور به این سازمان نمی‌پیوست و مسیر رشد عادی ۲ درصدی سالانه خود را طی می‌کرد.

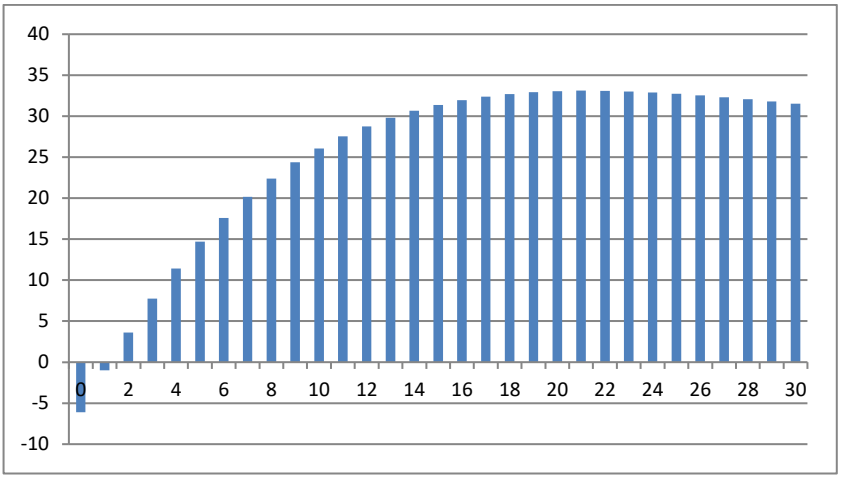
---

1. Recursive Expansion
2. Business as Usual (BAU) Path



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۱: تغییرات ارزش افزوده بخش کشاورزی در سناریو رقیب و پایه

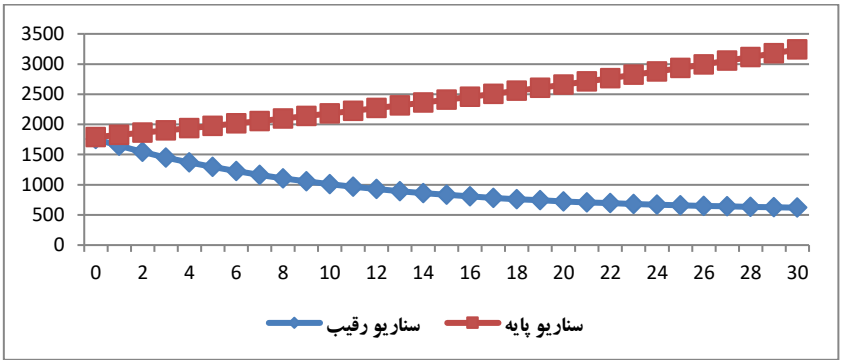


منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۲: درصد اختلاف ارزش افزوده سناریو پایه و رقیب در بخش کشاورزی

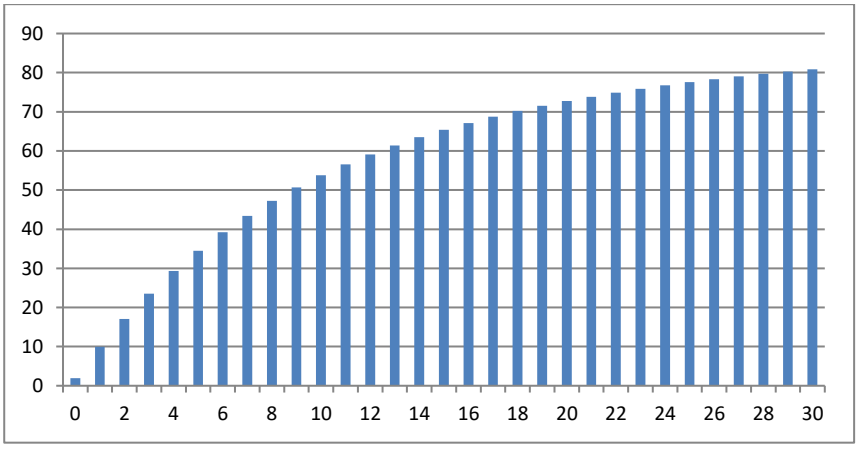
نمودار ۳ تغییرات ارزش افزوده بخش صنعت را در دو سناریو رقیب و پایه نشان می‌دهد. نمودار به خوبی گویای آن است که وضعیت صنعت به مراتب با الحاق به سازمان جهانی تجارت بدتر از بخش کشاورزی می‌شود به طوری که شکاف بین دو سناریو رقیب و پایه در بخش صنعت بیشتر از بخش کشاورزی رشد می‌کند. دلیل آن، رشد منفی ارزش افزوده صنعت در سناریو رقیب است به

طوری که میانگین رشد ارزش افزوده بخش صنعت در دوره مورد بررسی ذیل سناریو رقیب در حدود منفی ۳/۴ درصد برآورد شده در حالی که این رقم ذیل سناریو پایه ۲ درصد است. در مجموع، اختلاف بین ارزش افزوده بخش صنعت در دو سناریو با نرخ کاهنده افزایش می‌یابد به طوری که در سال پایانی دوره به ۸۰ درصد رقم ارزش افزوده صنعت در سناریو پایه می‌رسد که شکاف بسیار زیادی است (نمودار ۴). این بدان مفهوم است که ارزش افزوده بخش صنعت با الحاق به سازمان جهانی تجارت پس از ۳۰ سال به میزان ۸۰ درصد کمتر از حالتی خواهد بود که کشور به این سازمان نپیوندد و مسیر رشد عادی ۲ درصدی را مطابق رشد جمعیت طی نماید.



منبع:محاسبات تحقیق

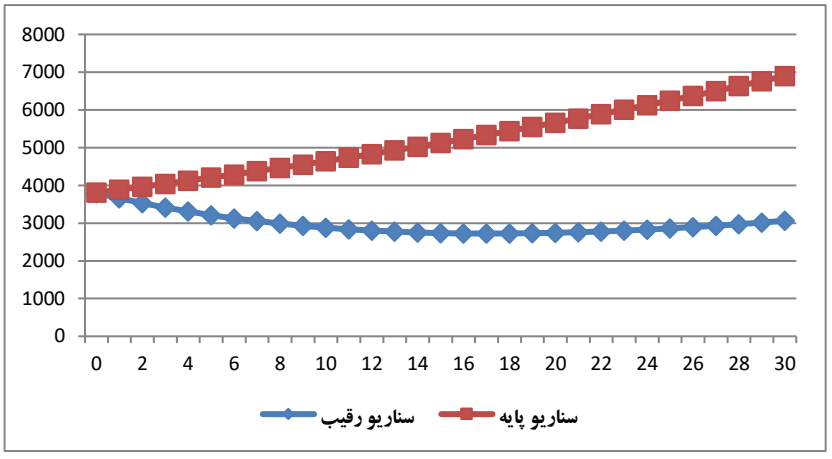
نمودار ۳: تغییرات ارزش افزوده بخش صنعت در سناریو رقیب و پایه



منبع: محاسبات تحقیق

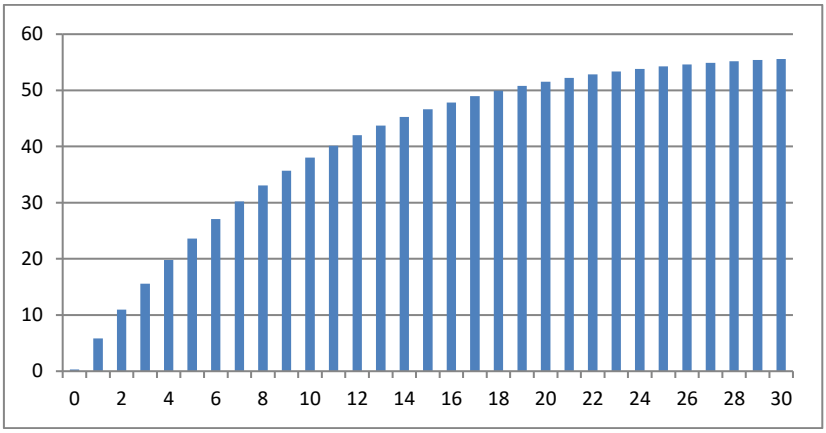
نمودار ۴: درصد اختلاف ارزش افزوده سناریو پایه و رقیب در بخش صنعت

نمودار ۵ تغییرات ارزش افزوده بخش خدمات را در دو سناریو پایه و رقیب مقایسه می‌کند. در حالی که در سناریو پایه ارزش افزوده بخش خدمات در مسیر رشد عادی اقتصاد، سالانه ۲ درصد رشد می‌کند در سناریو رقیب یا الحاق به سازمان جهانی تجارت، ارزش افزوده سیر نزولی ملایمی را طی می‌کند و تنها در دهه سوم کمی رشد می‌کند اما حتی به سطح اولیه خود در سال پایه هم باز نمی‌گردد. متوسط رشد ارزش افزوده بخش خدمات با الحاق به سازمان جهانی تجارت در حدود منفی ۰/۷ درصد برآورد شده است. شکاف بین تغییرات ارزش افزوده در دو سناریو نیز هر ساله افزایش می‌یابد هرچند این افزایش با نرخ نزولی است. در نمودار ۶ مشاهده می‌شود که ارزش افزوده بخش خدمات در پایان دوره ۳۰ ساله پس از الحاق، به میزان ۵۵ درصد کمتر از ارزش افزوده این بخش در حالت عدم الحاق به سازمان خواهد بود. در مجموع طبق برآورد مدل، تولید ناخالص ملی با الحاق به سازمان جهانی تجارت به طور متوسط در دوره ۳۰ ساله پس از الحاق ۱/۲ درصد کاهش خواهد یافت. به این ترتیب فرضیه تحقیق مبنی بر رشد سریع‌تر ارزش افزوده ذیل سناریو رقیب نسبت به سناریو پایه در هر سه بخش اصلی اقتصاد، رد می‌شود.



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۵: تغییرات ارزش افزوده بخش خدمات در سناریو رقیب و پایه



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۶: درصد اختلاف ارزش افزوده سناریو پایه و رقیب در بخش خدمات

جدول ۳: متوسط نرخ رشد متغیرهای اقتصادی منتخب در سناریو رقیب و پایه در دوره ۳۰ ساله پس از الحاق (درصد)

متغیر	سناریو رقیب (الحاق)	سناریو پایه (عدم الحاق)
تولید ناخالص داخلی	-۱/۲	۲
ارزش افزوده بخش کشاورزی	۰/۵	۲
ارزش افزوده بخش صنعت	-۳/۴	۲
ارزش افزوده بخش خدمات	۰/۷	۲

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۳ خلاصه نتایج تحقیق را ذیل دو سناریو رقیب و پایه نشان می‌دهد.

علت رشد منفی قابل توجه ارزش افزوده بخش صنعت، کاهش شدید تعرفه‌های صنعتی همراه با رشد قابل توجه واردات در سال اول پس از الحاق است. برآورد مدل نشان می‌دهد که با کاهش حدود ۵۸ درصدی متوسط تعرفه‌های صنعتی ذیل سناریو رقیب - که بدون برخورداری از دوره انتقالی است- واردات صنعتی در سال اول پس از الحاق درحدود ۲۱ درصد رشد می‌کند. با توجه به این که متوسط تعرفه‌های کالاهای مصرفی ایران در حدود ۲/۵ برابر کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای است کاهش تعرفه در این کالاها بیشتر خواهد بود و بدین ترتیب کالاهای وارداتی جایگزین تولیدات داخلی در سبد مصرفی خانوار می‌شود و ارزش افزوده در بخش صنعت کاهش می‌یابد. رکود در بخش صنعت، رکود بخش خدمات را هر چند با شدت کمتر به دنبال خواهد داشت. از آن‌جا که شوک کاهش تعرفه‌های کشاورزی با شدت کمتری است (کاهش ۴۲

درصدی متوسط تعرفه در بخش کشاورزی در مقابل کاهش ۵۸ درصدی در بخش صنعت) تأثیر منفی در این بخش کمتر است.

۶- جمع‌بندی و پیشنهادات

در این مقاله به بررسی تأثیر پویای کاهش تعرفه‌های ایران به منظور الحاق به سازمان جهانی تجارت بر ارزش افزوده بخش‌های اصلی اقتصاد پرداخته شد. به این منظور، علاوه بر استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا، شبیه‌سازی کاهش تعرفه‌ها ذیل سناریو رقیب (سناریو الحاق به سازمان جهانی تجارت) بر اساس میانگین تعرفه‌های ۲۲ کشور در حال توسعه ملحق شده به سازمان انجام شد تا واقعیات عضویت در سازمان مذکور لحاظ شود. پایگاه داده‌های مدل، ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس در نظر گرفته شد. بر این اساس، پس از طی فرآیند کالیبراسیون و اطمینان از استحکام مدل، ذیل سناریو رقیب، شوک کاهش ۴۲ و ۵۸ درصدی متوسط تعرفه‌های ایران به ترتیب در دو بخش کشاورزی و صنعت به مدل وارد شد. در سناریو پایه فرض شد که اقتصاد بدون الحاق به سازمان جهانی تجارت، مسیر رشد عادی خود را به میزان رشد جمعیت (۲ درصد) طی کند. از مقایسه نتایج سناریو رقیب و سناریو پایه مشخص شد که ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات پس از گذشت سه دهه از الحاق، به ترتیب ۳۲، ۸۰ و ۵۵ درصد کمتر از حالتی خواهد بود که کشور به این سازمان نمی‌پیوست و مسیر رشد عادی خود را طی می‌کرد. متوسط رشد ارزش افزوده در بخش‌های کشارزی، صنعت و خدمات ذیل سناریو رقیب به ترتیب ۰/۵، منفی ۳/۴ و منفی ۰/۷ درصد برآورد شد. رشد منفی ارزش افزوده بخش صنعت، نتیجه کاهش شدید و دفعی تعرفه‌های این بخش است به طوری که برآورد مدل نشان می‌دهد در نتیجه آن، واردات صنعتی در سال پایه ۲۱ درصد افزایش می‌یابد و کالاهای وارداتی جایگزین کالاهای تولید داخل در سبد مصرفی خانوار می‌شود. کاهش تقاضا برای تولیدات صنعتی داخلی، رکود این بخش را به دنبال خواهد داشت.

راه حل این معضل، ملحق نشدن به سازمان جهانی تجارت به عنوان تنها سازمان بین‌المللی متولی تجارت جهانی نیست. عدم الحاق به سازمان در بلندمدت می‌تواند آثار مخرب‌تری را بر اقتصاد تحمیل نماید. به عنوان مثال کشوری که عضو این سازمان است به خاطر التزام اعضا به اصل دولت

کامله‌الوداد به راحتی مشمول تحریم قرار نمی‌گیرد و به فرض که این اقدام صورت گیرد حق طرح دعوا در رکن حل اختلاف سازمان را دارد. از طرف دیگر ازآن‌جا که کشور مذکور با الحاق به سازمان، دسترسی به بازار بهتری را برای سایر کشورهای عضو فراهم کرده، تحریم این کشور توسط یک کشور باعث متضرر شدن بیشتر سایر اعضا می‌شود و قطعاً آن‌ها از کشور تحریم شده حمایت بیشتری خواهند کرد. نکته دیگر این‌که در مطالعه حاضر فرض شد کشورهای عضو سازمان در حال حاضر تعرفه‌های دولت کامله‌الوداد خود را بر ایران وضع می‌کنند. این فرض هر چند تا حد زیادی با واقعیات موجود سازگاری دارد اما وضعیت فعلی بسیار شکننده است. در حقیقت، هر زمان هر کشور عضو می‌تواند مادامی که ایران عضو سازمان نیست تعرفه‌هایش را به هر میزان در مقابل ایران افزایش دهد و یا هر رفتار تجاری اعم از ممنوعیت وارداتی، سهمیه‌بندی واردات، اعمال تبعیض‌آمیز مالیات‌ها و مقررات داخلی و بدتر از همه تحریم تجاری را از خود نشان دهد. با الحاق به سازمان وضعیت به کلی متفاوت خواهد بود و این نوع رفتارها مگر در موارد محدود و تعریف شده ممنوع است. مدل تحقیق حاضر این واقعیت‌ها را در نظر نگرفته چرا که از یک طرف اصولاً هدف بررسی آثار ملحق نشدن به سازمان را نداشته است و از طرف دیگر در حال حاضر عملاً تعرفه‌های تبعیض‌آمیز بر صادرات ایران وضع نمی‌شود هر چند امکان آن وجود دارد.

بنابراین، آن‌چه مسلم است ایران نیاز دارد به سازمان جهانی تجارت بپیوندد تا هم از فضای باثبات تجاری و اقتصادی سازمان منتفع شود و هم در تصمیم‌گیری‌های بین‌المللی در حوزه تجارت ایفای نقش نماید و از منافع خود در کنار سایر کشورهای در حال توسعه دفاع نماید. آن‌چه از آثار منفی الحاق به سازمان در این مطالعه مشخص شد به خاطر کاهش دفعی و شدید تعرفه‌هاست. با توجه به این واقعیت که عملاً امکان برخورداری از دوره انتقالی کاهش تعرفه‌ها پس از الحاق به سازمان وجود ندارد، اگر ایران از هم اکنون فرآیند کاهش تدریجی تعرفه‌های خود را بر اساس یک سیاست استراتژیک تجاری مدون و برنامه‌ریزی شده دنبال کند به گونه‌ای که در زمان الحاق با شوک شدید و دفعی کاهش تعرفه‌ها مواجه نشود می‌تواند تا حد زیادی بر آثار منفی الحاق غلبه کرده، با بهره‌گیری از آثار مثبت الحاق، آن را به یک فرصت منحصر به فرد برای رشد تولید و اشتغال مبدل نماید. اگر هم فرصت الحاق هیچ‌گاه پیش نیاید کاهش تعرفه‌ها برای افزایش رقابت‌پذیری صنایع و جلوگیری از رانت‌خواری در حوزه اقتصاد کاملاً ضروری است. به علاوه،

ایران می‌تواند برخی از الزامات سازمان را که برای اقتصاد داخل مفید و ضروری است قبل از الحاق عملی سازد و منتظر زمان الحاق نماند مثل الزامات سازمان در حوزه شفافیت، تثبیت تعرفه‌ها، عدم تغییر مکرر مقررات تجاری، حقوق مالکیت فکری و اقدامات اقتضایی[1]. شفافیت لازمه کارایی و تخصیص بهینه منابع است و سازمان جهانی تجارت در این مورد مقررات دقیقی دارد. تثبیت تعرفه‌ها و مقررات تجاری برای یک دوره دست کم میان‌مدت، اعتماد سرمایه‌گذاران را به فضای حقوقی حاکم بر فعالیت‌های اقتصادی بیشتر می‌کند. اجرای مقررات حقوق مالکیت فکری، لازمه جذب سرمایه‌گذاری خارجی است. اقدامات اقتضایی شامل اقدامات موقت حفاظتی[2] برای جلوگیری از لطمه به صنعت در نتیجه واردات زیاد و ارزان قیمت و همچنین اقدامات ضد دامپینگ[3] و اقدامات جبرانی[4] به ترتیب برای مقابله با کالاهای وارداتی مشمول دامپینگ و یارانه‌های پرداختی کشور مبدأ می‌شود که در چارچوب سازمان کاملاً مجاز هستند. حتی در صورت عدم الحاق به سازمان جهانی تجارت، تصویب و اجرای مقررات مرتبط با اقدامات اقتضایی کاملاً ضروری است. در واقع ایران باید تعرفه‌ها را تا قبل از الحاق به تدریج کاهش دهد و حمایت از صنایع را در چارچوب ابزارهای مجاز بین‌المللی مثل اقدامات حفاظتی دنبال کند. به علاوه، عضویت در موافقت‌نامه‌های ترجیحی تجاری با اعضای محدود برای کسب آمادگی بیشتر برای آزادسازی‌های گسترده‌تر و با اعضای بیشتر ضروری است که لازم است در تدوین سیاست استراتژیک تجاری لحاظ شود.

پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، سناریوسازی کاهش تعرفه‌ها به شکل تدریجی و مرحله‌ای انجام شود. تأثیر الحاق به سازمان بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز موضوع مهمی است که نیاز به پژوهش مجزا دارد؛ مخصوصاً آن‌که تعهدات ایران در بخش خدمات بیشتر به صورت آزادسازی سرمایه‌گذاری خارجی است. همچنین بررسی اثرات الحاق با لحاظ پیامدهای این رویداد در تحولات بهره‌وری کل عوامل تولید و همچنین با اعمال محدودیت‌های زیست‌محیطی می‌تواند در جهت تکمیل این پژوهش مفید و موثر باشد.

---

1. Contingency Measures
2. Safeguard Measures
3. Anti-Dumping Measures
4. Countervailing Measures

منابع و مآخذ

۱. ابونوری، اسمعیل. سعادت، رحمان. بکی حسکویی، مرتضی. و زارع، محمد حسن (۱۳۹۶). "اثرات رفاهی پیوستن ایران به سازمان جهانی تجارت در چارچوب مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی **۲۱**(۸۴): ۱۶۳-۱۳۱.

۲. امیدبخش، اسفندیار (۱۳۸۵). *سازمان جهانی تجارت: ساختار، قواعد و موافقت‌نامه‌ها*، تهران، شرکت چاپ و نشر بازارگانی.

۳. برفیشر، ماری (۱۳۹۲). مقدمه‌ای بر مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه. فاطمه بزازان؛ تهران، نشر نی.

۴. برقی اسکویی (۱۳۹۴). "تأثیر کاهش نرخ تعرفه کالاهای وارداتی بر بازار کار ایران (مطالعه موردی: بخش کشاورزی و بخش صنایع غذایی، پوشاک و نساجی)". فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی **۹**(۳۲): ۴۰-۲۵.

۵. پایگاه داده‌های مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و گمرک جمهوری اسلامی ایران.

۶. ذوقی‌پور، آمنه. و زیبایی، منصور (۱۳۸۸). "بررسی اثرات آزادسازی تجاری بر بخش‌های اقتصادی ایران: مدل تعادل عمومی قابل محاسبه". پژوهش‌های اقتصادی **۹**(۳): ۱۳۸-۱۱۳.

۷. رجایی لیتکوهی، محمد هادی (۱۳۹۰). *اثر تکانه قیمت انرژی بر تولید و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای اقتصادی*، رساله دکترا، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه مازندران.

۸. زارع، محمدحسن. بکی حسکویی، مرتضی. ابونوری، اسمعیل. و سعادت، رحمان (۱۳۹۷). "کاربرد مدل RDCGE در بررسی تأثیر الحاق ایران به سازمان جهانی تجارت بر تجارت خارجی در بخش‌های کشتاورزی و صنعت". اقتصاد و تجارت نوین **۱۳**(۲): ۵۱-۲۹.

۹. طیبی، سیدکمیل. و مصری‌نژاد، شیرین (۱۳۸۶). "آزادسازی تجاری بخش کشاورزی و کاربرد مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه: مطالعه خانوارهای ایرانی". فصلنامه بررسی‌های اقتصادی ۱: ۲۳-۵.

۱۰. لافگرن، هانس (۱۳۹۰). *مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر برنامه‌نویسی در GAMS*. مهدی شهرکی و سیمین قادری؛ تهران، نشر نور علم.

۱۱. مجاور حسینی، فرشید. و فیاض منش، فرید (۱۳۸۵). "برآورد اثرات کلان الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی **۳۹**: ۳۸-۱.

۱۲. مرادپور، فرزاد (۱۳۹۰). *گزارش بررسی آخرین تحولات روند الحاق ایران به سازمان جهانی تجارت*، دفترنمایندگی تام‌الاختیار تجاری.

۱۳. مصری‌نژاد، شیرین (۱۳۸۹). "آزادسازی تجاری و رقابت‌پذیری بین‌المللی در ایران: کاربرد مدل تعادل عمومی قابل محاسبه". نشریه مطالعات اقتصاد بین‌الملل **۲۱**(۳۷): ۱۱۶-۱۰۱.

۱۴. مهرآرا، محسن. و برخورداری، سجاد (۱۳۸۶). "بررسی آثار کاهش تعرفه بر بخش‌های اقتصادی در قالب مدل تعادل عمومی قابل محاسبه". مجله تحقیقات اقتصادی **۸۰**: ۱۹۴-۱۷۱.

۱۵. مهرگان، نادر. و برخورداری، سجاد (۱۳۸۹). *مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه و کاربرد آن‌ها در اقتصاد*، تهران، نشر نور علم.

۱۶. ناظمان، حمید. و بکی حسکویی، مرتضی (۱۳۸۸). "تخصیص بهینه درآمدهای نفتی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویا". فصلنامه اقتصاد مقداری **۶**(۲۳): ۲۸-۱.

۱۷. یاوری، کاظم. ولی بیگی، حسن. ابراهیمی، ایلناز. و سحابی، بهرام (۱۳۹۶). "تحلیل سیاست‌های تجاری و ارزی در ایران در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی **۱۰**(۱۹): ۸۸-۵۳.

18. Annabi, N. Cisse, F. Cockburn, J. and Decluwe, B. (2005). "Trade Liberalization, Growth and Poverty in Senegal: A Dynamic Microsimulation CGE Model Analysis" .Center Detudesprospectives Et DinformationsInternationales (CEPII).
19. Bagwell, K. and Staiger, R. (2003). "Economic Theory and the Interpretation of GATT/WTO". The American Economist fall.
20. Bagwell, K. and Staiger, R. (2005). "Multilateral Trade Negotiations, Bilateral Opportunism and the Rules of the GATT/WTO". Journal of International Economics **67**: 268-294.
21. Bagwell, K. and Staiger, R. (2010). "The WTO: Theory and Practice". Working Paper 15445 www.nber.org/papers/w15445.
22. Bagwell, K. Staiger, R. and Yurukuglu, A. (2019). "Nash in Nash Tariff Bargaining". Journal of International Economics https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.103263.
23. Bayramov, F. Ibrahimova, N. and Babazadeh, I. (2014). "Azerbaijan's Accession to the WTO, Assessing the Macroeconomic Consequences for the Economy of Azerbaijan". Azerbaijan: The Center for Economic and Socia Developmen (CESD).

24. Cling, J-P. (2009). "The Distributive Impact of Vietnam's Accession to the WTO". Economie Internationale: 43-71.
25. Dutt, P. (2013). "The Effect of the WTO on the Extensive and Intensive Margins of Trade". Journal of International Economics **91**: 204-219.
26. Eromenko, I. (2010). "Accession to the WTO, Computable General Equilbrium Analysis: the Case of Ukraine". Munich Personal Repe Archive (MPRA).
27. Espinosa, M. (2014). "Ex-Ante Analysis of the Regional Impacts of the Common Agricultural Policy: A Rural– Urban Recursive Dynamic CGE Model Approch". European Planning Studies http://dx.doi.org/10.1080/09654313.2013.786683.
28. Hosoe, N. (2015). *Textbook of Computable General Equilibrium Modeling, Programming and Simulations*, England, Palgrave Macmilan.
29. Jensen, J. and Tarr, D. (2007). "The Impact of Kazakhstan Accession to the World Trade Organization: A Quantitative Assessment". World Bank Policy Research Working Paper 4142.
30. Jensen, J. Rutherford, T. and Tarr, D. (2004). "Economy-Wide and Sector Effects of Russia's Accession to the WTO". Available at www.worldbank.org/trade/russia-wto.
31. Liu, X. (2007). "Agricultural Trade Liberalization and Poverty in CHINA: Linked CGE Model Analysis". Presentation at IATRC Conference Held in Beijing China on July 7-9.
32. Lofgren, H. Lee, R. and Robinson, S (2002). "A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS". International Food Policy Research Institute.
33. Mindaye, M. Zemzem, A. and Gashaw, D. (2015). *Economic Wide Impact of WTO Accession Using Recursive CGE Model*, National Bank of Ethiopia, Addis Ababa.
34. Omolo, M. W.O. (2011). "The Impact of Trade Liberalization on Poverty in Kenya". Nairobi: Institute of Economic Affairs.
35. Onwachukwu, C. I. and Ekene, F. O. (2019). "Unemployment Effect of WTO Ascension: Evidence from a Natural Experiment". Journal of International Economics **159**: 48-55.
36. Pavel, F. Burakovsky, I. Selitska, N. and Movchan, V. (2004). "Economic Impact of Ukraine's WTO Accession. First Results from a Computable General Equilibrium Model". IER Working Paper #30.
37. Salvatore, D. (2013). *International Economics*, United *stades*, Fordham University.

38. WTO (2002). *The Results of the Uruguay Round of Multilateral Trade Negotiations*, Geneva, WTO publications.
39. Zhengyan, L. Song, P. and Mao, X. (2018). "Accounting the Effects of WTO Accession on Trade-embodied Emissions: Evidence from China". Journal of Cleaner Production **139**: 1383-1390.

پیوست

معادلات مدل در دو بخش ایستا و پویا به تفکیک در ذیل آمده است. معادلات ایستا شامل چهار بلوک قیمت، تولید، نهادها و قیود می‌شود.

۱- معادلات بخش ایستا

معادلات بلوک قیمت

قیمت واردات $PM_{it} = (1 + tm_{it}).EXR.pwm_{it}$

قیمت صادرات $PE_{it} = (1 - te_{it}).EXR.pwe_{it}$

جذب $PQ_{it}.QQ_{it} = [PD_{it}.QD_{it} + PM_{it}.QM_{it}](1 + tq_{it})$

ارزش تولید داخلی $PX_{it}.QX_{it} = PD_{it}.QD_{it} + PE_{it}.QE_{it}$

قیمت داخل بر اساس قیمت عوامل $PX_{jt} = a_{VA}.PVA_{jt} + \sum_i a_{i,j}.PQ_{it}$

شاخص قیمت مصرف کننده $\sum_i PQ_{it}.cwts_i = cpi_t$

tm_{it} نرخ تعرفه واردات، EXR نرخ ارز و pwm_{it} قیمت واردات به پول خارجی، PE_{it} قیمت صادرات، te_{it} نرخ مالیات بر صادرات و pwe_{it} قیمت صادرات تحویل در کشتی به پول خارجی، QQ_{it} مقدار محصول عرضه شده در بازار (عرضه مرکب)، PQ_{it} قیمت کالای مرکب، QD_{it} مقدار فروش محصول داخلی در بازار داخل، PD_{it} قیمت محصولات داخلی در بازار داخلی، QM_{it} مقدار واردات، PM_{it} قیمت واردات به پول داخلی، tq_{it} نرخ مالیات بر فروش، PQA_{jt} قیمت تولیدکننده، QX_{it} مقدار تولید داخل و QE_{it} مقدار صادرات، $PA_{t\alpha}$ قیمت هر واحد فعالیت و $a_{i,j}$ سهم نهاده‌های واسطه‌ای در تولید داخلی، a_{VA} سهم ارزش افزوده در تولید داخلی.

معادلات بلوک تولید

تابع تولید ارزش افزوده فعالیت $f \in FQVA_{jt} = ad_j \prod_{f \in F} QF_{fjt}^{\alpha_{fj}}$

تقاضای عامل تولید $WF_f.WFDIST_{fj} = \frac{\alpha_{fj}.PVA_{jt}QVA_{jt}}{QF_{fjt}}$

تابع تولید کل فعالیت $QX_{jt} = \min\left(\frac{QVA_{jt}}{a_{VA}}, \frac{QINT_{i,j,t}}{a_{i,j}}\right)$

تابع عرضه مرکب (آرمینگتون) $QQ_{it} = aq_i.\left(\delta_i^q.QM_{it}^{-p_i^q} + \left(1 - \delta_i^q\right).QD_{it}^{-p_i^q}\right)^{-\frac{1}{p_i^q}}$

نسبت تقاضای واردات و کالای داخلی $\frac{QM_{it}}{QD_{it}} = (\frac{PD_{it}}{PM_{it}}.\frac{\delta_i^q}{1-\delta_i^q})^{\frac{1}{1+p_i^q}}$

تابع تبدیل با کشش انتقالی ثابت (CET) $QX_{it} = at_i.(\delta_i^t.QE_{it}^{p_i^t} + (1-\delta_i^t).QD_{it}^{p_i^t})^{\frac{1}{p_i^t}}$

نسبت عرضه صادرات و کالای داخلی $\frac{QE_{it}}{QD_{it}} = (\frac{PE_{it}}{PD_{it}}.\frac{1-\delta_i^t}{\delta_i^t})^{\frac{1}{p_i^t-1}}$

QF_{fjt} تقاضای از هر عامل تولید، F مجموعه عوامل تولید، ad_j پارامتر بهره‌وری کل عوامل تولید، $WFDIST_{fj}$ بیانگر شاخص انحراف قیمت عامل در رشته فعالیت، α_{fj} سهم عامل تولید در ارزش افزوده هر فعالیت، و PVA_{jt} قیمت ارزش افزوده در هر فعالیت، $QINT_{jt}$ تقاضای کالای واسطه‌ای غیر تجمیعی، aq_i پارامتر انتقال تابع آرمینگتون، δ_i^q پارامتر سهم تابع آرمینگتون، p_i^q توان تابع آرمینگتون، at_i پارامتر انتقال تابع تبدیل، δ_i^t پارامتر سهم تابع تبدیل و p_i^t توان تابع کشش انتقالی ثابت.

معادلات بلوک نهادها

درآمد خانوار $YH_t = \sum_{f\in F} YF_{h,f,t} + tr_{h,gov,t} + EXR.tr_{h,row,t}$

تقاضای مصرفی خانوار $QH_{it} = \frac{\beta_i.(1-mps)(1-ty).YH_t}{PQ_{it}}$

درآمد دولت $\mathrm{YG_t} = \mathrm{DT_{gov,t}} +$

$\mathrm{IDT_{gov,t}}$

درآمد دولت از مالیات غیر مستقیم

$\mathrm{IDT_{gov,t}} = \sum_i tq_i.(PD_{it}.QD_{it} + PM_{it}.QM_{it}) + \sum_i tm_{it}EXR.pwm_{it}.QM_{it}$

درآمد دولت از مالیات‌های مستقیم $\mathrm{DT_{gov,t}} = \mathrm{EG_t} - \mathrm{IDT_{gov,t}}$

مخارج دولت $EG_t = tr_{h,gov,t} + \sum_i PQ_{it}.QG_{it}$

YH_t درآمد خانوار، YIF_{ft} درآمد خانوار از ارزش افزوده، $tr_{gov,t}$ پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوار، QH_{it} تقاضای مصرفی خانوار، β_i سهم فعالیت از تقاضای خانوار، ty_t نرخ مالیات بر درآمد خانوار، YG_t درآمد دولت، $\mathrm{DT_{gov,t}}$ درآمد دولت از مالیات‌های مستقیم، $\mathrm{IDT_{gov,t}}$ درآمد دولت از مالیات‌های غیر مستقیم، EG_t کل مخارج دولت، QG_{it} مخارج مصرفی دولت.

معادلات بلوک قیود

بازار عوامل $\sum_{j\in J} QF_{fjt} = QFS_{ft} \qquad f \in F$

بازار کالاهای مرکب $QQ_{it} = \sum_i QINT_{it} + \sum QH_{it} + QG_{it} + QINV_{it}$

تراز حساب جاری $\sum pwe_{it}QE_{it} + \sum_{ins} tr_{ins,row} + S_t^f = \sum pwm_{it}.QM_{it}$

برابری پس‌انداز- سرمایه‌گذاری

$$mps.(1-ty_t)YH_t + EXR.S_t^f = \sum_i PQ_{it}.QINV_{it} + WALRAS_t$$

QFS_{ft} مقدار عرضه عامل تولید، S_t^f حساب پس‌انداز خارجی و $WALRAS_t$ متغیر موهومی (برابر صفر در تعادل)، $\sum_j QINT_{ijt}$ مجموع تقاضای واسطه‌ای، $QINV_{it}$ تقاضای سرمایه‌گذاری از کالاهای مرکب، $\sum_{ins} tr_{ins,row}$ کل پرداخت‌های انتقالی دنیای خارج به نهادها، mps میل نهایی به پس‌انداز خانوار، ty_t نرخ مالیات بر درآمد خانوار، $\sum_i PQ_{it}.QINV_{it}$ سرمایه‌گذاری کل.

۲- معادلات بخش پویای مدل

انباشت سرمایه	$KK_{j,t+1} = (1-\delta).KK_{j,t} + QINV_{j,t}$
رشد عرضه نیروی کار	$QFS_{l,t+1} = QFS_{l,t}(1+n_t)$
رشد پس‌انداز خارجی	$S_{t+1}^f = S_t^f(1+n_t)$
سرمایه‌گذاری کل	$\sum_j QINV_{j,t} = \sum_i PQ_{it}.QINV_{it}$
سرمایه‌گذاری مرکب	$\sum_j QINV_{j,t} = \iota \prod_i QINV_{it}^{\lambda_i}$
تخصیص سرمایه‌گذاری بخشی	$p_t^k QINV_{j,t} = \frac{p_{fjt}^{\zeta}.QF_{fjt}}{\sum_i p_{fit}^{\zeta}.QF_{fit}}(S_t^p + EXR.S_t^f)$
کل تقاضای سرمایه‌گذاری مطلوب	$QINV^{ASS} = \left(\frac{POP+\delta}{ror}\right).QFS_f{}^{00}$
کل تقاضای سرمایه‌گذاری موجود	$QINV^{SAM} = \sum_i QINV_i$
ضریب تعدیل	$adj = \frac{QINV^{ASS}}{QINV^{SAM}}$
سرمایه‌گذاری تعدیل شده در هر بخش	$QINV_i{}^{adj} = adj.QINV_i$
تغییر هزینه مصرفی دولت بعد از تعدیل	$QG_i^{adj} = SAM(i,GOV) - QINV_i^{ASS}$
درآمد مالیات مستقیم دولت بعد از تعدیل	$\mathrm{DT}_{\mathrm{gov,t}}^{adj} = \sum_i QG_i^{adj} - \mathrm{IDT}_{\mathrm{gov,t}}^{00}$
پس‌انداز خانوار بعد از تعدیل	$S^{p^{adj}} = YH^{00} - (\sum_i QH_i^{00} + \mathrm{DT}_{\mathrm{gov,t}}^{adj})$

تخصیص سرمایه‌گذاری بخشی بعد از تعدیل

$$QINV_j{}^{adj} = \left(S^{p^{adj}} + S^{f00}\right).QF_{fj}{}^{00} / \sum_i QF_{fi}^{00}$$

QF_{fjt} تقاضای سرمایه، $KK_{j,t}$ میزان انباشت سرمایه در بخش j در زمان t، ror نرخ بازگشت سرمایه، δ نرخ استهلاک سرمایه، $QINV_{j,t}$ تقاضای سرمایه‌گذاری در بخش j در زمان t، $QINV_{it}$ تقاضای سرمایه‌گذاری هر بخش، λ_i سهم هر بخش در تابع سرمایه‌گذاری مرکب، ι پارامتر انتقال در تابع

سرمایه‌گذاری مرکب، $\sum_j QINV_{j,t}$ مجموع سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف، p_t^k قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری مرکب، $\widehat{QF}_{fjt+1}$ قیمت (پاداش) انتظاری خدمات سرمایه، $\hat{p}_{fjt+1}$ تقاضای انتظاری سرمایه در بخش j در دوره آتی، ζ پارامتری وزنی نشان‌دهنده حساسیت تخصیص کالاهای سرمایه‌گذاری به قیمت خدمات سرمایه، ${QFS_f}^{00}$ عرضه سرمایه در سال پایه، $QINV_i$ تقاضای سرمایه‌گذاری محقق در هر بخش، $QINV^{SAM}$ مجموع سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در تمام بخش‌ها، adj ضریب تعدیل تقاضای سرمایه‌گذاری، $QINV_i^{adj}$ تقاضای سرمایه‌گذاری هر بخش در سال پایه بعد از تعدیل، $QINV_i^{ASS}$ میزان تغییر تقاضای سرمایه‌گذاری از هر بخش، QG_{it}^{adj} هزینه مصرفی دولت از هر بخش در سال پایه بعد از تعدیل، $QINV_i^{ASS}$ هزینه دولت از هر بخش در سال پایه قبل از تعدیل، $SAM(i,GOV)$ تقاضای سرمایه‌گذاری در هر بخش بعد از تعدیل، $\mathrm{DT}_{\mathrm{gov,t}}^{adj}$ درآمد دولت از مالیات مستقیم (مالیات مقطوع) بعد از تعدیل، $\mathrm{IDT}_{\mathrm{gov,t}}^{00}$ درآمد دولت از مالیات غیر مستقیم در سال پایه، $S^{p^{adj}}$ پس‌انداز خانوار در سال پایه بعد از تعدیل، YH^{00} درآمد خانوار در سال پایه و $\sum_i QH_i^{00}$ مجموع مصرف خانوار در سال پایه، $QINV_j^{adj}$ سرمایه‌گذاری در بخش jدر سال پایه پس از تعدیل، ${QF_{fj}}^{00}$ تقاضای خدمات سرمایه در بخش jدر سال پایه و $\sum_i QF_{fi}^{00}$ مجموع تقاضای سرمایه در سال پایه و S^{f00} پس‌انداز خارجی در سال پایه.

Dynamic effects of tariff reduction on the value added in Iran's main economic sectors

Mohammad Hasan Zare[1*]

Received: 11-08-2019 Accepted: 01-01-2020

Abstract

This paper aims to analyze the long-run effects of Iran's tariffs reduction on the value added in agricultural, industrial and service sectors. The study is conducted in the framework of accession to the WTO and by applying the Dynamic Computable General Equilibrium (DCGE) model. To this end, the model is first calibrated using the data base of the 2011 Social Accounting Matrix (SAM). Next, the model is simulated as a rival scenario on the basis of the market access commitments of 22 developing countries acceded to the WTO. Under the Business as Usual (BaU) scenario, the economy, without joining the WTO, is supposed to be developed at the rate of the population growth (2 percent) annually. The results indicate a substantial reduction of the value added in industrial and services sectors following accession to the WTO, but there is a moderate growth in the value added of the agricultural sector after a decade of slow reduction. By the third decade after accession to the WTO, the value added in the industrial and service sectors under the rival scenario will be respectively 80 and 55 percent less than the value added under the BaU scenario. The average value-added growth of agricultural, industrial and service sectors under the rival scenario are found to be 0/5, -3/4 and -0/7 respectively.

Keywords: DCGE model, WTO, Trade liberalization, Nash equilibrium, Value added.

JEL Calcification: F13, C68, I38.

[1]- Assistance Professor of Faculty of Economics, Management and Accounting of Yazd University

Email: mhzarea@yazd.ac.ir

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

بررسی عوامل موثر بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید با تاکید بر سرمایه انسانی و انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدید ناپذیر

سعید جعفری[۱]
مرضیه اسفندیاری[۲*]
مصیب پهلوانی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۰۷

چکیده

این مقاله به بررسی تاثیر عوامل اثرگذار بر بهره‌وری کل عوامل به ویژه نوع مصرف انرژی و سرمایه انسانی طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴ (۱۳۹۳-۱۳۵۹) در ایران پرداخته است. در این راستا با توجه به وجود مشکل درون‌زایی در مدل، عوامل تاثیرگذار بر رشد بهره‌وری کل عوامل در ایران در قالب پنج مدل مختلف با استفاده از روش GMM برآورد شد. بر اساس یافته‌های پژوهش، شدت استفاده از سوخت‌های فسیلی به طور قابل توجهی بهره‌وری کل عوامل را در ایران کاهش می‌دهد. همچنین درجه باز بودن تجاری، شدت استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر و بهره‌وری کل عوامل با یک دوره تاخیر از عوامل افزاینده‌ی بهره‌وری کل عوامل در ایران هستند. در نهایت نتایج نشان‌دهنده‌ی آن است که نه تنها سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی طی دوره زمانی پژوهش، در بهره‌وری کل عوامل در ایران نقشی نداشتند بلکه نقش اثر تعاملی آن‌ها در بهره‌وری نیز تایید نشد.

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، نوع مصرف انرژی، سرمایه انسانی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی.

Keywords: Total Factor Productivity, Type of Energy Consumption, Human Capital, Foreign Direct Investment.
JEL classification: Q40, Q47, Q49, J24.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان Saeid904@gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول) m.esfandiari@eco.usb.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان pahlavani@eco.usb.ac.ir

۱- مقدمه

شاید بتوان گفت دستیابی به رشد اقتصادی که یکی از مولفه‌های توسعه پایدار نیز قلمداد می‌شود، یکی از اهداف اقتصادی مهم کشورهای مختلف است. بر اساس سولو (۱۹۵۷)[1]، بخش عمده‌ای از رشد اقتصادی کشورها ناشی از عوامل اصلی تولید (سرمایه و نیروی کار) نیست بلکه ناشی از عامل "تغییر فنی (A)[2]" یا همان بهره‌وری کل عوامل[3] است که خود دربردارنده‌ی تمام عواملی است که انتقال تابع تولید را به دنبال دارند. از این رو بررسی عوامل تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل به واسطه‌ی نقش مهم آن در رشد اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

بر اساس آمار بانک جهانی، رشد اقتصادی در ایران نوسانات بسیاری را تجربه کرده است. اگر کاهش ۳۰ درصدی درآمد سرانه در سال ۱۹۸۰ (۱۳۵۹) و افزایش ۲۲ درصدی آن در سال ۱۹۸۲ (۱۳۶۱) را نادیده بگیریم، باز هم نوسانات رشد اقتصادی در دیگر سال‌ها قابل توجه است. به عنوان مثال در سال‌های اخیر رشد درآمد سرانه از ۸/۶- درصد در سال ۲۰۱۲ (۱۳۹۱) تا ۱۱/۹ درصد در سال ۲۰۱۶ (۱۳۹۵) نوسان داشته است. همچنین بر اساس آمار FRED[4]، رشد بهره‌وری کل عوامل در ایران نیز روند نوسانی داشته است. روند این متغیر در بسیاری از سال‌ها مشابه روند رشد اقتصادی است. به عنوان مثال در سال ۱۹۸۰ (۱۳۵۹) که رشد اقتصادی کاهش چشمگیری داشته است، بهره‌وری کل عوامل نیز ۲۴/۶ درصد کاهش یافته است و در دو سال بعد که رشد اقتصادی قابل توجهی در کشور تجربه شده است، رشد این متغیر حدود ۱۸ درصد بوده است. همچنین در سال ۲۰۱۲ (۱۳۹۱) که رشد اقتصادی منفی در کشور تجربه شده بود، بهره‌وری کل عوامل کاهش ۸/۸ درصدی را نشان می‌داد. بنابراین به نظر می‌رسد همچنان که یافته‌های سولو (۱۹۵۷) نشان می‌دهد، عمده نوسانات رشد اقتصادی ناشی از مولفه‌هایی است که بر بهره‌وری کل عوامل اثر دارند. از این رو مطالعه و بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری در ایران به دلیل تاثیر آن بر نوسانات رشد اقتصادی ضروری به نظر می‌رسد.

یکی از متغیرهایی که ادبیات وسیعی پیرامون تاثیر آن بر بهره‌وری کل عوامل و در نتیجه رشد اقتصادی وجود دارد و از متغیرهای اصلی این پژوهش نیز به شمار می‌آید، سرمایه انسانی است. بر

---

1. Solow (1957)
2. Technical Change (A)
3. Total Factor Productivity
4. Federal Reserve Economic Data

اساس بکر (۱۹۶۴)[1] سرمایه‌گذاری در آموزش، کسب مهارت و سلامت جسمانی که یک نوع سرمایه‌گذاری غیر مالی و غیر فیزیکی به شمار می‌آید، می‌تواند منجر به انباشت سرمایه انسانی شود. انباشت سرمایه انسانی از طریق افزایش نوآوری در فرآیند تولید و بالا بردن سرعت انطباق با تکنولوژی‌های موجود بر بهره‌وری کل عوامل و در نتیجه رشد اقتصادی اثر می‌گذارد (لی و وانگ، ۲۰۱۸)[2]. بر اساس شاخص سرمایه انسانی ارایه شده در FRED که مبتنی بر متوسط سال‌های تحصیل و بازده آموزش[3] است، روند سرمایه انسانی در ایران صعودی است؛ هرچند مقدار آن در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته کمتر است. در بسیاری از پژوهش‌های داخلی و خارجی از شاخص‌هایی چون متوسط سال‌های تحصیل، نرخ ثبت نام مدارس و دانشگاه‌ها در مقاطع مختلف، مخارج آموزشی و... به عنوان جایگزین سرمایه انسانی بهره برده شده است در حالی که در پژوهش حاضر شاخص سرمایه انسانی از داده‌های ارایه شده در سایت FRED استخراج شده است. در این شاخص علاوه بر متوسط سال‌های تحصیل، اثر بازدهی‌های آموزش نیز در نظر گرفته شده است. در واقع این شاخص ترکیبی، نمود واقعی‌تری را از سرمایه انسانی نسبت به شاخص‌های تک بعدی رقیب ارایه می‌دهد و این مهمترین مزیت این شاخص است.

مصرف انرژی از کانال تکنولوژی می‌تواند سبب کاراتر شدن فرایند تولید شده و از این طریق بهره‌وری کل عوامل و رشد اقتصادی را افزایش دهد (مقدسی و انوشه‌پور، ۲۰۱۶). در واقع استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته در فرایند تولید می‌تواند سبب استفاده‌ی کارا از منابع انرژی شود به طوری که این استفاده کارا، بهره‌وری و در نتیجه رشد اقتصادی را افزایش دهد. بر اساس آمار بانک جهانی، عمده مصرف انرژی اولیه[4] در ایران مربوط به سوخت‌های فسیلی است. به طور متوسط نزدیک به ۹۹ درصد از مصرف انرژی‌های اولیه در ایران مربوط به سوخت‌های فسیلی است و انرژی‌های تجدیدپذیر سهم بسیار کمی از مصرف انرژی را به خود اختصاص داده است. بنابراین با توجه به موارد بیان شده، بررسی نقش نوع مصرف انرژی (انرژی‌های تجدیدپذیر یا سوخت‌های فسیلی) در بهره‌وری کل عوامل و در نتیجه رشد اقتصادی، به منظور سیاست‌گذاری مناسب در حوزه انرژی، ضروری به نظر می‌رسد. از طرفی آلایندگی بالای سوخت‌های فسیلی با

---

1. Becker (1964)
2. Li & Wang (2018)
3. Returns to Educations
4. Primary Energy Use

تاثیر مخرب بر وضعیت آب و هوا و سلامتی افراد، دستیابی به توسعه پایدار را به مخاطره می‌اندازد. این پژوهش قصد دارد تا با مطالعه و بررسی عوامل مختلف تاثیرگذار بر بهره‌وری، به طور ویژه به تحلیل اثر نوع مصرف انرژی (انرژی‌های تجدیدپذیر در مقابل سوخت‌های فسیلی) و سرمایه انسانی در ایران طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴[1] (۱۳۵۹-۱۳۹۳) بپردازد. پرسش اصلی این است که آیا طی دوره زمانی پژوهش، نوع انرژی مصرف شده و سرمایه انسانی در کشور تاثیر قابل توجهی بر بهره‌وری در اقتصاد داشته است یا خیر و اگر پاسخ مثبت است، اندازه و جهت آن چگونه است؟ همچنان که اشاره شد در این پژوهش از یک شاخص ترکیبی برای به حساب آوردن اثر سرمایه انسانی بر رشد بهره‌وری کل عوامل بهره گرفته شده است که ابعاد واقعی‌تری از سرمایه انسانی را ارایه می‌دهد. همچنین بررسی اثر نوع مصرف انرژی بر بهره‌وری کل عوامل در ایران منحصر به فرد است. در ادامه به بیان پیشینه پژوهش، مبانی نظری و معرفی داده‌ها و مدل پرداخته خواهد شد و در نهایت نتایج حاصل از برآورد مدل ارایه و تفسیر خواهد شد.

۲- پیشینه پژوهش

مطالعات مختلف، متغیرهای متفاوتی را به عنوان عوامل تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید معرفی کرده‌اند. از جمله مهمترین و پرکاربردترین این عوامل می‌توان به سرمایه انسانی، تورم، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن تجاری اشاره کرد. همچنین توسعه و درجه باز بودن مالی، عوامل نهادی، مصرف انرژی، توزیع درآمد، بدهی‌های خارجی، کسری بودجه دولت، تحقیق و توسعه و غیره از دیگر عوامل اثرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید هستند. مصرف انرژی یکی از عوامل مهم تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید محسوب می‌شود که از کانال تکنولوژی سبب کاراتر شدن فرایند تولید و در نتیجه افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید می‌شود (مقدسی و انوشه‌پور، ۲۰۱۶). بر اساس لادو و ملدو (۲۰۱۴)[2] یک رابطه دوسویه بین مصرف انرژی و بهره‌وری کل عوامل تولید وجود دارد. همچنین پاستن و دیگران (۲۰۰۷)[3] با بررسی رابطه

---

[1]. با توجه به این‌که داده‌های متغیرهای اصلی پژوهش نظیر بهره‌وری کل عوامل، سرمایه انسانی و شدت استفاده از سوخت‌های فسیلی و انرژی‌های تجدیدپذیر که از FRED و بانک جهانی اخذ شده تا سال ۲۰۱۴ موجود است، بازه انتهایی دوره زمانی پژوهش، سال ۲۰۱۴ در نظر گرفته شده است.

[2]. Ladu & Meleddu (2014)

[3]. Pasten (2007)

بلندمدت مصرف انرژی و GDP حقیقی در ۱۹ کشور آمریکای لاتین دریافتند که بین این دو متغیر رابطه بلندمدت وجود دارد. صالحی کهریز سنگی و خلیفه سلطانی (۱۳۹۵) نیز دریافتند که شوک‌های انرژی ناشی از افزایش قیمت نفت خام منجر به افزایش بهره‌وری بخش کشاورزی خواهد شد. همچنین توگکو و تیواری (۲۰۱۶)[1] و رت و دیگران (۲۰۱۹)[2] بر نقش موثر نوع مصرف انرژی بر بهره‌وری کل عوامل تولید تاکید کردند. بنابراین نه تنها مصرف انرژی بلکه نوع مصرف آن می‌تواند به عنوان یک عامل تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید مطرح شود.

سرمایه انسانی هم از کانال انباشت عوامل و هم از کانال بهره‌وری می‌تواند سبب افزایش تولید شود. سطح بالای سرمایه انسانی توانایی یک کشور را برای نوآوری و یا انطباق با تکنولوژی‌های موجود افزایش می‌دهد و از این طریق بهره‌وری کل عوامل تولید و به دنبال آن تولید را افزایش می‌دهد (لی و وانگ، ۲۰۱۸). نتایج پژوهش حیدری و دیگران (۱۳۹۴) در منتخبی از کشورهای در حال توسعه نشان‌گر آن است که سرمایه انسانی مهم‌ترین و تاثیرگذارترین عامل در بهره‌وری کل عوامل تولید است. همچنین نتایج اسدزاده و دیگران (۱۳۹۳)، فلاحی و دیگران (۱۳۹۴)، آدلاکن (۲۰۱۱)[3]، کمپبل و آگبیوکورو (۲۰۱۳)[4]، والی و ژائو (۲۰۱۳)[5] و فلیشر و دیگران (۲۰۱۰)[6] حاکی از تاثیر مثبت و معنی‌دار سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در قلمرو زمانی و مکانی پژوهش است. هر چند بر اساس مطالعه کومار و کوبر (۲۰۱۲)[7] اثر آموزش به عنوان شاخص سرمایه انسانی روی بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای منتخب ناچیز است. نتایج دیگر مطالعات نیز در خصوص تاثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل متفاوت و بحث برانگیز است (چانگ و دیگران[8]، ۲۰۱۶؛ لی و تانا[9]، ۲۰۱۸؛ کونتی و سولیس[10]، ۲۰۱۶ و امامی میبدی و دیگران، ۱۳۸۸). بنابراین فرض روشنی در مورد میزان اثرگذاری سرمایه انسانی در بهره‌وری کل عوامل تولید وجود ندارد.

---

1. Tugcu and Tiwari (2016)
2. Rath (2019)
3. Adelakun (2011)
4. Campbell & Agbiokoro (2013)
5. Whalley & Zhao (2013)
6. Fleisher (2010)
7. Kumar & Kober (2012)
8. Chang (2016)
9. Li & Tanna (2018)
10. Conti & Sulis (2016)

همچنین لی و تانا (۲۰۱۸) با بررسی داده‌های ۵۱ کشور در حال توسعه دریافتند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ورودی روی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید تاثیر اندکی دارد اما این اثر با به حساب آوردن نقش سرمایه انسانی و نهادها به طور قابل توجهی افزایش می‌یابد. یزدان و حسین (۲۰۱۳)[1] نیز تاثیر مثبت ولی ضعیف سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر بهره‌وری کل عوامل تولید را در کشورهای خاورمیانه نتیجه گرفتند. در مطالعه امینی و دیگران (۱۳۸۹) نیز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کمترین تاثیر را در بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران و ۲۳ کشور منتخب داشته است. این در حالی است که نتایج مطالعه توآن و دیگران (۲۰۰۹)[2] حاکی از تاثیر مستقیم و غیر مستقیم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر بهره‌وری از طریق اثرات سرریز در چین است. بنابراین تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر بهره‌وری کل عوامل تولید چندان روشن نیست.

اثر تورم نیز بر بهره‌وری کل عوامل تولید در مطالعات مختلف بررسی و تحلیل شده است. بر اساس مطالعه اوجده (۲۰۱۵)[3]، شواهد اندکی از رابطه‌ی منفی تورم و بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای در حال توسعه وجود دارد. بر اساس مطالعه آتری و جاود (۲۰۱۳)[4] نیز نرخ تورم در کوتاه‌مدت اثری بر رشد اقتصادی در پاکستان ندارد و یک علیت غیر مستقیم بین نرخ تورم و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین نتایج پژوهش احمد و مرتضی (۲۰۱۰)، لی و تانا (۲۰۱۸) و کمیجانی و دیگران (۱۳۹۰) حاکی از ارتباط منفی و اندک تورم و بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای در حال توسعه است.

از دیگر متغیرهای اثر گذار بر بهره‌وری می‌توان به درجه باز بودن تجاری، آزادسازی مالی و توسعه مالی اشاره کرد که تاثیر آن‌ها بر بهره‌وری در مطالعات بسیاری نظیر کوسه و دیگران (۲۰۰۹)[5]، هونگ و دیگران (۲۰۱۰)[6]، سردار اوغلو (۲۰۱۵)[7]، لی و تانا (۲۰۱۸)، کالوب (۲۰۱۱)[8] و شاه آبادی و فعلی (۱۳۸۹) بررسی و تحلیل شده است. بر اساس مطالعات یاد شده، تاثیر انتظاری

1. Yazdan & Hossein (2013)
2. Tuan (2016)
3. Ojede (2015)
4. Attari & Javed (2013)
5. Kose (2009)
6. Hong (2010)
7. Serdaroğlu (2015)
8. Calub (2011)

درجه باز بودن تجاری و آزادسازی مالی بر بهره‌وری کل عوامل تولید مثبت است در حالی که تاثیر توسعه مالی می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

۳- مبانی نظری

تفاوت سطح درآمد سرانه کشورها و نرخ رشد آن سبب شد که مطالعات نظری و تجربی فراوانی پیرامون عوامل اثرگذار بر این تفاوت شکل گیرد. در واقع هدف اصلی این مطالعات، تبیین علت اصلی تفاوت درآمد سرانه کشورهای مختلف بود. در همین راستا اقتصاددانان مکاتب مختلف اقتصادی با تبیین نظریات مختلف رشد، حقایق رشد اقتصادی کشورهای مختلف را مورد بررسی قرار دادند. سولو (۱۹۵۶)[1] پس از بررسی اولیه و مشاهده تفاوت درآمد سرانه کشورها و با هدف کشف دلایل این تفاوت‌ها، مدل رشد نئوکلاسیکی خود را ارایه داد. پس از آن‌که مدل رشد معرفی شده توسط سولو (۱۹۵۶) نتوانست به خوبی حقایق تجربی رشد کشورها را بیان کند، وی عامل "تغییر فنی (A)[2]" را که دربردارنده‌ی عوامل بسیاری چون آموزش نیروی کار است، به عنوان عامل اصلی رشد درآمد سرانه معرفی کرد (سولو، ۱۹۵۷). این عامل (تغییر فنی) که در ادبیات رشد از آن با عنوان پیشرفت فنی نیز یاد می‌شود، به عامل پسماند سولو[3]، رشد بهره‌وری چند نهاده‌ای[4] یا بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)[5] معروف است (شاکری، ۱۳۸۷: ۵۹۸). سولو این عامل را برون‌زا در نظر می‌گیرد و در مورد عوامل تاثیرگذار بر آن توضیح دقیقی ارایه نمی‌کند؛ به همین دلیل مطالعات بسیاری پیرامون ماهیت و عوامل تاثیرگذار بر آن صورت پذیرفته است.

سولو (۱۹۵۷) با معرفی عامل "تغییر فنی"که نشان‌دهنده‌ی هر نوع انتقال در تابع تولید است، سعی داشت حقایق آماری رشد پایدار و مستمر درآمد سرانه در برخی کشورها را توضیح دهد. وی پس از معرفی این عامل، تابع تولید نئوکلاسیکی خود را با لحاظ عامل "تغییر فنی"، به صورت زیر تبیین کرد:

---

1. Solow (1956)
2. Technical Change (A)
3. Solow's Residual
4. Multifactor Productivity
5. Total Factor Productivity (TFP)

$$Y_t = A(t)F(L,K) \quad (۱)$$

که در آن $A(t)$ عامل تغییر فنی است که اثر تجمعی تمام انتقال‌ها در تابع تولید را نشان می‌دهد، y تولید، L نیروی کار و K سرمایه است. با در نظر گرفتن تابع تولید به صورت کاب داگلاس و با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس می‌توان نوشت:

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha} \quad (۲)$$

که در آن α سهم نسبی سرمایه از کل محصول و $(1-\alpha)$ سهم نسبی نیروی کار از کل محصول است. با تقسیم طرفین معادله بالا بر L، تولید سرانه (y_t) به صورت تابعی از سرمایه سرانه (k_t) به دست می‌آید:

$$y_t = A_t(\frac{K_t}{L_t})^{\alpha} = A_t(k_t)^{\alpha} \quad (۳)$$

در نهایت با لگاریتم‌گیری از رابطه (۳) و سپس دیفرانسیل‌گیری کامل نسبت به زمان، نرخ رشد درآمد سرانه به صورت رابطه (۴) به دست می‌آید.

$$\dot{y_t} = \dot{A_t} + a\dot{k_t}$$
$$\dot{A_t} = \dot{y_t} - a\dot{k_t} \quad (۴)$$

در این حالت با داشتن مقدار تولید سرانه، سرمایه سرانه و سهم نسبی سرمایه از محصول می‌توان مقدار رشد A_t یا رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) را به دست آورد. این متغیر به عامل پسماند سولو[1] و رشد بهره‌وری چند نهاده‌ای[2] نیز معروف است. وی در ادامه با به دست آوردن مقدار رشد A_t برای آمریکا، دریافت که عمده تفاوت رشد اقتصادی کشورها ناشی از این عامل است. بنابراین می‌توان گفت هر عاملی جز نیروی کار و سرمایه که رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد، ناشی از بهره‌وری کل عوامل است که عملکرد سرمایه و نیروی کار را کاراتر می‌کند

[1]. Solow Residual
[2]. Multifactor Productivity

(شاکری، ۱۳۸۷: ۵۹۸). پس از سولو، اقتصاددانانی چون لوکاس (۱۹۸۸)[1] و رومر (۱۹۸۶، ۱۹۸۹، ۱۹۹۴)[2] با تاکید بر نقش سرمایه انسانی و اقتصاد ایده در قالب مدل‌های رشد درون‌زا، سعی در توضیح تفاوت درآمد سرانه و نرخ رشد وضعیت یکنواخت کشورها کردند.

لوکاس (۱۹۸۸) در مقاله‌ی خود با عنوان "مکانیک توسعه اقتصادی" با هدف کشف علت تفاوت درآمد سرانه و نرخ رشد آن در برخی کشورها با سطوح متفاوت درآمد سرانه، به بررسی سه مدل مختلف و مقایسه آن‌ها با شواهد دنیای واقعی پرداخت: یک مدل با تاکید بر انباشت سرمایه فیزیکی و تغییر تکنولوژیکی، مدل دیگر با تاکید بر انباشت سرمایه انسانی از طریق تحصیل[3] و مدل سوم با تاکید بر سرمایه انسانی متخصص از طریق یادگیری همراه با کار[4]. وی با بررسی ظاهری داده‌های درآمد سرانه در کشورهای مختلف و مشاهده تفاوت قابل توجه در سطح و نرخ رشد آن‌ها، دریافت که کشورهای فقیر پایین‌ترین نرخ رشد و کشورهای با درآمد سرانه‌ی متوسط، بالاترین نرخ رشد درآمد سرانه را تجربه کرده‌اند و کشورهای ثروتمند بین این دو گروه قرار گرفته‌اند؛ بنابراین هیچ رابطه‌ای بین سطح درآمد سرانه و نرخ رشد آن وجود ندارد. همچنین در کل، کشورهای ثروتمند تغییرپذیری کمتر و کشورهای فقیر (کشورهای با درآمد سرانه کم و متوسط) تغییرپذیری بیشتری را نشان می‌دهند. از طرفی در کشورهای پیشرفته نرخ رشد در دوره‌های طولانی بسیار با ثبات است در حالی که در کشورهای فقیرتر، تغییرات زیادی در نرخ رشد وجود دارد.

لوکاس با هدف کشف علت این تفاوت‌ها، در ابتدا مانند سولو، دیتون و بسیاری دیگر، یک مدل نئوکلاسیکی استاندارد را برای مطالعه رشد قرن بیستم ایالات متحده آمریکا به کار برد و نتیجه گرفت که این مدل، یک مدل مناسب برای تبیین توسعه اقتصادی نیست. سپس این مدل استاندارد را به دو شکل برای بیان اثر انباشت سرمایه انسانی به کار برد. وی ابتدا با استفاده از مدل نئوکلاسیکی پایه، از یک مدل تک بخشی برای درک اثر متقابل انباشت سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی استفاده کرد. سپس برای نشان دادن اثر متقابل تجارت و توسعه[5] از یک سیستم دو کالایی با

---

1. Lucas (1988)
2. Romer (1986, 1989, 1994)
3. Schooling
4. Learning by Doing
5. Trade and Development

وجود سرمایه انسانی متخصص بهره جست. وی با ارزیابی تئوری رشد نئوکلاسیکی، تفاوت در سطح و نرخ رشد تکنولوژی در کشورهای مختلف را به معنی تفاوت در "موجودی دانش مفید[۱]" میان کشورها نمی داند. وی عقیده دارد هنگامی که درباره تفاوت تکنولوژی میان کشورها صحبت می‌شود، در مورد "دانش" به معنی عام صحبت نمی‌شود بلکه در مورد دانش افراد خاص یا شاید خرده فرهنگ‌های خاص از افراد صحبت می‌شود. بنابراین فرمولی نیاز است که تصمیمات افراد برای کسب دانش و نتایج این تصمیات در بهره‌وری را به حساب آورد و این موارد در یک تئوری با عنوان تئوری "سرمایه انسانی[۲]" می‌تواند گنجانده شود. وی با به کار بردن مفهوم سرمایه انسانی در مدل‌های رشد، یک مدل رشد درون‌زا را برای توضیح تفاوت نرخ رشد درآمد سرانه در کشورهای مختلف ارایه داد (لوکاس، ۱۹۸۸).

اگرچه رویکرد دیگری درباره سرمایه انسانی (رومر[۳]،۱۹۹۰، آقیون و حوویت[۴]،۱۹۹۲) که به مطالعه نلسون و فلپس[۵] (۱۹۶۶) برمی‌گردد، تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی را از طریق بهره‌وری کل عوامل تولید مد نظر قرار می‌دهد. نلسون و فلپس (۱۹۶۶) نشان دادند که سرمایه انسانی در نحوه‌ی تاثیرگذاری بر رشد از سرمایه فیزیکی متفاوت است. سرمایه انسانی از طریق "کانال بهره‌وری" با بالا بردن نرخ پیشرفت فنی بر رشد اثر می‌گذارد و سطح بالای سرمایه انسانی، توانایی یک کشور را برای نوآوری و یا انطباق با تکنولوژی‌های موجود افزایش می‌دهد. بدین ترتیب حضور سرمایه انسانی به عنوان یک عامل تولید در کنار سرمایه فیزیکی و نیروی کار در تابع تولید موجب تصریح نادرست رابطه‌ی بین سرمایه انسانی و رشد اقتصادی است. بر اساس نلسون و فلپس (۱۹۹۶) نرخ رشد A برون‌زا نبوده و به سرمایه انسانی و شکاف تکنولوژی (اختلاف بین پیشرفت فنی موجود و پیشرفت فنی مرزی[۶]) وابسته است؛ بنابراین علاوه بر سرمایه انسانی، هر عاملی که بر شکاف تکنولوژی تأثیر داشته باشد بر بهره‌وری کل عوامل تولید موثر است. بر اساس مطالعه نلسون و فلپس (۱۹۶۶) و ژو و دیگران (۲۰۰۲) می‌توان بهره‌وری کل عوامل را به صورت زیر در نظر گرفت:

---

1. Stock of Useful Knowledge
2. Human Capital
3. Romer
4. Aghion and Howitt
5. Nelson and Phelps
6. Theoretical Frontier

$$TFP = f(x_1, x_2, \dots, x_n) = f(X_i) \quad (۵)$$

که در آن X_i برداری از متغیرهای تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل است.

در این راستا و با توجه به هدف مطالعه حاضر، نقش سرمایه انسانی و مجموعه عواملی که می‌توانند از طریق اختلاف پیشرفت فنی بر بهره‌وری کل عوامل تاثیر بگذارند، مورد بررسی قرار می‌گیرد. مطالعات بسیاری نظیر کومار و کوبر (۲۰۱۲) و کونتی و سولیس (۲۰۱۶) تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل را تأیید نموده است. از طرفی بر اساس پژوهش‌های بسیاری از قبیل لی و تانا (۲۰۱۸)، ژو و دیگران (۲۰۰۲)[1] و توآن و دیگران (۲۰۰۹)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند به عنوان دیگر متغیر تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل مطرح شود. به همین ترتیب بر اساس رت و دیگران (۲۰۱۹) و توگکو و تیواری (۲۰۱۶) نوع مصرف انرژی (انرژی‌های تجدیدپذیر و سوخت‌های فسیلی) یکی دیگر از متغیرهای تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل است. همچنین بر اساس بسیاری از مطالعات نظیر آتری و جاود (۲۰۱۳) و اوجده (۲۰۱۵) می‌توان تورم را به عنوان دیگر متغیر تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل در نظر گرفت. بر مبنای مطالعات بسیاری مانند سردار اوغلو (۲۰۱۵) و کوسه و دیگران (۲۰۰۹) نیز می‌توان درجه باز بودن تجاری را به عنوان یکی دیگر از متغیرهای تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل لحاظ کرد. در نهایت بر اساس پژوهش‌هایی نظیر کالوب (۲۰۱۱) و لی و تانا (۲۰۱۸) توسعه مالی می‌تواند به عنوان یکی از متغیرهای موثر بر بهره‌وری کل عوامل به شمار آید. بنابراین X_i را می‌توان به صورت برداری از سرمایه انسانی، نوع مصرف انرژی (انرژی‌های تجدیدپذیر و سوخت‌های فسیلی)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تورم، درجه باز بودن تجاری و توسعه مالی در نظر گرفت.

۴- معرفی داده‌ها و ارایه مدل

در این بخش ابتدا به ارایه مدل و سپس معرفی و توصیف متغیرهای موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید پرداخته می‌شود. بر اساس ادبیات و پیشینه حاکم بر بهره‌وری کل عوامل تولید و با توجه به اهداف پژوهش، مدل تجربی به صورت رابطه (۵) قابل تصریح است:

[1]. Zhou (2002)

$$TFP_t = \alpha_0 + \alpha_1 TFP_{t-1} + \alpha_2 Fossil_t + \alpha_3 Renewable_t + \alpha_4 Hc_t + \alpha_5 Z_t + \varepsilon_t \quad (۵)$$

که در آن TFP_t بهره‌وری کل عوامل تولید است و بر اساس لی و تانا (۲۰۱۸) برای لحاظ پویایی‌های آن در مدل فرض شده که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید از وقفه زمانی‌اش (TFP_{t-1}) تاثیر می‌پذیرد. همچنین $Fossil_t$ و $Renewable_t$ به ترتیب شدت استفاده از سوخت‌های فسیلی و انرژی‌های تجدیدپذیر در فرایند تولید و Hc سرمایه انسانی است. Z_t نیز مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل شامل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تورم، درجه بازبودن تجاری و توسعه مالی است. لازم به اشاره است که کلیه متغیرهای مدل به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند.

پس از ارایه مدل و معرفی متغیرهای تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید در این پژوهش، در ادامه به توصیف این متغیرها و بیان نحوه اثرگذاری آن‌ها بر بهره‌وری کل عوامل پرداخته می‌شود.

یکی از متغیرهای تاثیرگذار بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، مصرف انرژی است (مقدسی و انوشه‌پور، ۲۰۱۶؛ لادو و ملدو، ۲۰۱۴). توگکو و تیواری (۲۰۱۶) و رت و دیگران (۲۰۱۹) بر نقش نوع مصرف انرژی در بهره‌وری کل عوامل تاکید کردند. بر اساس این مطالعات نوع مصرف انرژی (انرژی‌های تجدیدپذیر یا سوخت‌های فسیلی) در فرایند تولید می‌تواند در بهره‌وری کل عوامل تولید نقش داشته باشد. از طرفی انتشار آلودگی و تخریب زیست‌محیطی ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی در فرایند تولید، بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد را تحت تاثیر قرار می‌دهد. در این مطالعه بر اساس بارکر و دیگران (۲۰۰۵)[1] و داجان (۲۰۰۸)[2] از متغیرهای شدت استفاده از سوخت‌های فسیلی (مصرف سوخت‌های فسیلی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی) و شدت انرژی‌های تجدیدپذیر (مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی) استفاده شده است.

تورم از یک سو با کاهش قدرت خرید و درآمدهای حقیقی و از سوی دیگر با کاهش انگیزه بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری می‌تواند سبب کاهش رشد TFP شود (لی و تانا، ۲۰۱۸). همچنین تورم با تاثیر بر قیمت‌های نسبی و تصمیمات سرمایه‌گذاران، هزینه‌هایی را بر تولید کل اقتصاد

[1]. Barker (2005)
[2]. Dagan (2008)

تحمیل می‌کند (مهادوان و آسافو-ادجای، ۲۰۰۵)[1]. همچنین بر اساس کمیجانی و دیگران (۱۳۹۰)، تورم در تخصیص منابع انحراف ایجاد می‌کند و از این طریق بهره‌وری اقتصاد را کاهش می‌دهد. بنابراین تورم با هدایت منابع به سمت بازارها و فعالیت‌های غیر مولد می‌تواند در بهره‌وری کل عوامل تولید نقش داشته باشد.

بر اساس مدل هارود- دومار، نرخ تشکیل سرمایه یا نرخ پس‌انداز و بهره‌وری سرمایه دو عامل تاثیرگذار بر نرخ تعادلی رشد است؛ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق افزایش تشکیل سرمایه ناخالص، سبب افزایش نرخ تشکیل سرمایه و از راه بهبود فضای رقابت، اثرات خارجی مثبت تکنولوژی و شتاب دادن به اثرات سرریز سبب افزایش بهره‌وری سرمایه و در نتیجه افزایش رشد تعادلی می‌شود (هسیائو و شن، ۲۰۰۳)[2]. تکنولوژی پیشرفته و مدیریت مدرن نیز از دیگر دستاوردهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است (ژو و دیگران، ۲۰۰۲) و کشورهای در حال توسعه می‌توانند از منافع انتقال تکنولوژی و افزایش رشد اقتصادی ناشی از آن بهره ببرند (لی و تانا، ۲۰۱۸).از این رو بررسی نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بهره‌وری کل عوامل تولید ضروری به نظر می‌رسد.

سرمایه انسانی از دیگر متغیرهای تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید به شمار می‌آید که در مطالعات مختلف، شاخص‌های متنوعی برای کمی‌سازی آن استفاده شده است. سرمایه انسانی به شکل آموزش توانایی یک ملت را برای گسترش فناوری‌های جدید و اتخاذ، پیاده‌سازی و بهره‌برداری از فناوری‌های موجود تعیین می‌کند و به شکل بهداشت توانایی کارگران را برای کار کردن و فراگیری تکنولوژی‌های جدید افزایش می‌دهد (کومار و کوبر، ۲۰۱۲). در واقع کشورهایی با سرمایه انسانی بیشتر، می‌توانند فناوری‌های جدید مانند ماشین‌های خودکار و فناوری‌های اطلاعاتی و ارتباطی را سریع‌تر بپذیرند و بنابراین سریع‌تر به ارزش افزوده دست یابند (کونتی و سولیس، ۲۰۱۶).

توسعه مالی از طریق ایجاد فرصت‌های بیشتر برای تنوع و ریسک‌پذیری می‌تواند به طور مثبت یا منفی، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را تحت تاثیر قرار دهد (لی و تانا، ۲۰۱۸). به همین ترتیب، باز بودن تجاری از طریق فرضیه‌ی "یادگیری به وسیله صادرات[3]"که در نتیجه آن کارایی یک

[1]. Mahadevan & Asafu-Adjaye (2005)
[2]. Hsiao & Shen (2003)
[3]. Learning-by-Exporting

بنگاه با ورود به بازارهای صادراتی افزایش می‌یابد (دی لوکر، ۲۰۱۳)[1] و نیز گسترش بخش کالاهای مبادلاتی و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی، رشد TFP را تحت تاثیر قرار می‌دهد (لی و تانا، ۲۰۱۸).

پس از آن‌که در مورد کانال اثرگذاری هر کدام از متغیرهای تاثیرگذار بر رشد بهره‌وری کل عوامل توضیحاتی ارایه شد، در جدول (۱) هر یک از این متغیرها توصیف و جهت اثرگذاری آن‌ها بیان می‌شود.

جدول ۱: معرفی و توصیف متغیرها

نام متغیر	توصیف	توضیحات	علامت انتظاری تاثیر	منبع
TFP	بهره‌وری کل عوامل تولید	بهره‌وری کل عوامل به قیمت ثابت سال ۲۰۱۱ (در سطح ملی)	متغیر وابسته	سایت تحقیق اقتصادی بانک فدرال رزرو سنت لوییس (FRED)
Fossil Fuel	شدت استفاده از سوخت‌های فسیلی	مصرف سوخت‌های فسیلی به صورت درصدی از GDP (سوخت فسیلی شامل زغال سنگ، نفت و محصولات گاز طبیعی است)	منفی (-)	بانک جهانی و EIA[2]
Renewable Energy	شدت استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر	مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به صورت درصدی از GDP	منفی (-)	بانک جهانی و EIA
Human Capital	سرمایه انسانی	مبتنی بر متوسط سال‌های تحصیل بر گرفته از Barro & Lee (2013) و نرخ بازدهی آموزش که از طریق برآورد معادله Mincer به دست می‌آید (Psacharopoulos, 1994).	مثبت (+)	سایت تحقیق اقتصادی بانک فدرال رزرو سنت لوییس (FRED)
FDI	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	جریان‌های خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP)	مثبت یا منفی (+ یا -)	بانک جهانی
Inflation	تورم	درصد تغییر سالانه شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی	منفی (-)	بانک جهانی
Trade Openness	درجه باز بودن تجاری	مجموع صادرات و واردات به صورت درصدی از GDP	مثبت (+)	بانک جهانی
Financial Development	توسعه مالی	مجموع اعتبارت داخلی اعطا شده به بخش خصوصی به صورت درصدی از GDP	مثبت یا منفی (+ یا -)	بانک جهانی

منبع: بانک جهانی (FRED)

[1]. De Loecker (2013)
[2]. U.S. Energy Information Administration

۵- برآورد مدل و تفسیر نتایج

در این بخش ابتدا نتایج آزمون‌های مورد نیاز و سپس نتایج برآورد مدل ارایه و تفسیر می‌شود. به منظور بررسی تاثیر متغیرهای هدف بر بهره‌وری کل عوامل تولید، ۵ مدل برآورد و نتایج آن در جدول (۲) ارایه شده است. مدل اول یک مدل خطی است که در آن تاثیر تمام متغیرها به جز اثر تقاطعی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل لحاظ شده است. کشورهای در حال توسعه که کمبود سرمایه انسانی دارند نمی‌توانند از مزایای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای رشد اقتصادی پایدار استفاده کنند (لی و تانا، ۲۰۱۸) و بنابراین در مدل دوم اثر متقابل سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی لحاظ شده است. در مدل سوم متغیرهای درصد استفاده از سوخت‌های فسیلی و انرژی‌های تجدیدپذیر کنار گذاشته شده است تا حساسیت مدل نسبت به حذف این متغیرها کنترل شود. در نهایت در مدل‌های چهارم و پنجم تاثیر تمام متغیرهای تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل لحاظ شده است با این تفاوت که در مدل چهارم به جای سطح متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از وقفه آن استفاده شده است.

به منظور یافتن و استفاده از بهترین روش برای برآورد مدل، ابتدا باید درون‌زایی متغیرهای توضیحی کنترل شود. در ادبیات بهره‌وری، متغیرهایی نظیر توسعه مالی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تورم و غیره می‌تواند علاوه بر نقش داشتن در بهره‌وری کل عوامل، تحت تاثیر آن نیز قرار گیرد. از طرفی همچنان که بیان شد در این پژوهش بر اساس لی و تانا (۲۰۱۸) وقفه اول متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی وارد مدل شده است که این مساله سبب ارتباط آن با جزء اخلال و پدید آمدن درون‌زایی در مدل می‌شود. به همین علت از متغیرهای ابزاری و روش GMM برای کنترل درون‌زایی در مدل بهره گرفته شد؛ در این مدل از وقفه دوم بهره‌وری کل عوامل و تفاضل آن و همچنین تفاضل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیر ابزاری استفاده شد. همچنین به منظور آزمون اعتبار این متغیرهای ابزاری از آماره‌ی J آزمون سارگان- هانسن استفاده شد که نتایج آن در جدول (۲) گزارش شده است. بر اساس نتایج این آزمون، در تمام مدل‌ها فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد که این امر نشان‌دهنده‌ی اعتبار متغیرهای ابزاری به کار گرفته شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل با استفاده از روش GMM نیز در جدول (۲) ارایه شده است. در تمام مدل‌ها، وقفه اول متغیر وابسته تاثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامل در ایران دارد؛ در

واقع بهره‌وری کل عوامل در دوره جاری تحت تاثیر مقدار دوره قبل خود قرار دارد. متوسط درصد استفاده از سوخت‌های فسیلی در ایران ۹۸/۸ درصد است و بنابراین سوخت‌های فسیلی سهم عمده مصرف انرژی در ایران را به خود اختصاص داده است. بر اساس نتایج، شدت استفاده از سوخت‌های فسیلی در ایران به طور قابل توجهی بهره‌وری کل عوامل را کاهش می‌دهد و بیشترین نقش را در کاهش بهره‌وری عوامل در ایران داشته است. این نتایج با توجه به سهم بالای استفاده از سوخت‌های فسیلی در ایران و همچنین مصرف ناکارای آن که ناشی از ضعف تکنولوژی و قیمت پایین آن است، دور از انتظار نیست. همچنین شدت استفاده از سوخت‌های تجدیدپذیر که سهم بسیار اندکی از مصرف انرژی را به خود اختصاص داده است، سبب افزایش بهره‌وری کل عوامل در ایران شده است. همان‌طور که انتظار می‌رود انرژی‌های تجدیدپذیر به علت بهره بردن از تکنولوژی‌های نوین و سازگاری با آن‌ها، افزایش بهره‌وری کل عوامل و به دنبال آن رشد اقتصادی را به همراه دارد. این نتایج هم‌راستا با نتایج پژوهش رت و دیگران (۲۰۱۹) در مورد کشورهای در حال توسعه آفریقایی است. به همین ترتیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و وقفه‌ی اول آن در هیچ‌کدام از مدل‌ها تاثیر معنی‌دار و قابل توجهی بر بهره‌وری کل عوامل ندارد. این مساله با توجه به حجم کم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران که ناشی از عدم رغبت سرمایه‌گذاران دیگر کشورها به سرمایه‌گذاری در کشور است، دور از انتظار نیست. تورم نیز طی دوره زمانی پژوهش در هیچ یک از مدل‌ها تاثیر معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامل ندارد. این یافته هم‌راستا با نتایج پژوهش اوجده (۲۰۱۵) و در مورد کشورهای در حال توسعه است. علاوه بر این، سرمایه انسانی در بیشتر مدل‌ها همانند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تاثیر قابل توجهی بر بهره‌وری کل عوامل ندارد. از دلایل این امر می‌توان به عدم تناسب بین سرمایه انسانی و موقعیت شغلی و همچنین آموزش‌های نامتناسب و غیرکاربردی اشاره کرد که نه تنها منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه در فرایند تولید و در نتیجه رشد اقتصادی نمی‌شود بلکه با اتلاف منابع و اخلال در روند استفاده از عوامل تولید، بر رشد اقتصادی تاثیر منفی می‌گذارد. تاثیر منفی سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در پژوهش آدوویی و آوودومی (۲۰۱۷)[1] در مورد برخی از کشورهای غرب آفریقا نیز مورد تایید قرار گرفته است.

[1]. Adewuyi & Awodumi (2017)

همچنین اثر توسعه مالی که با اعتبارات داخلی اعطا شده به بخش خصوصی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده است، تاثیر معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامل نداشته است. عدم نظارت بر چگونگی تخصیص و مصرف اعتبارات اعطایی که منجر به عدم هدایت این منابع به سمت فعالیت‌های تولیدی می‌شود از دلایل این امر است. این نتایج هم‌راستا با نتایج مطالعه لی و تانا (۲۰۱۸) در مورد کشورهای در حال توسعه است. درجه باز بودن تجاری نیز در تمام مدل‌ها تاثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامل داشته است. این امر می‌تواند ناشی از حجم بالای صادرات نفتی و واردات کالاهای واسطه‌ای در کشور باشد. در نهایت نتایج این پژوهش نشان‌دهنده‌ی عدم تاثیر اثر متقابل (تعاملی) سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران است. در واقع سرمایه انسانی در ایران نتوانسته از منافع سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به نفع رشد اقتصادی استفاده کند. همچنین با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان گفت مدل اول بهترین مدل است. بنابراین در کل می‌توان گفت افزایش رشد بهره‌وری کل عوامل و در نتیجه رشد اقتصادی در ایران تحت تاثیر وقفه اول بهره‌وری کل عوامل، درجه باز بودن تجاری و شدت استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر و کاهش آن نتیجه شدت استفاده از سوخت‌های فسیلی است. همچنین طی دوره زمانی پژوهش، متغیرهای سرمایه انسانی، تورم، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و حتی تاثیر متقابل سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تاثیری در بهره‌وری کل عوامل در ایران نداشته‌اند.

جدول ۲: نتایج برآورد مدل عوامل تاثیرگذار بر TFP در ایران

متغیر	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم
TFP(-1)	۰/۴۹*	۰/۴۹*	۰/۴۸*	۰/۵۲*	۰/۴۹*
Fossil Fuel	−۰/۷۷*	−۰/۷۳**	–	−۰/۷۸*	−۰/۷۵**
Renewable Energy	۰/۱***	۰/۰۹	–	۰/۱***	۰/۰۸
FDI	۰/۰۰۳	۰/۰۱	−۰/۰۹	–	۰/۰۲
FDI(-1)	–	–	–	−۰/۰۲	–
Inflation	−۰/۰۱	−۰/۰۲	−۰/۰۵*	−۰/۰۴	−۰/۰۲
Human Capital	−۰/۰۲	–	−۰/۳۱	۰/۱۷	۰/۰۸
Financial Development	−۰/۱۸	−۰/۱۹	−۰/۰۵	−۰/۲	−۰/۲
Trade Openness	۰/۲۴*	۰/۲۳*	۰/۱۶*	۰/۲۶*	۰/۲۳*
FDI*Human Capital	–	−۰/۰۴	۰/۱۲	−۰/۰۷	−۰/۰۶
Constant	−۱۳/۲*	−۱۲/۷**	۰/۰۰۵	−۱۳/۲**	−۱۳/۲**
Prob (J-Statistic)	۰/۵۹	۰/۵	۰/۱۶	۰/۸۷	۰/۴۲

*، ** و *** به ترتیب نشان دهنده‌ی سطح معنی‌داری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- نتیجه‌گیری

در این مقاله بر اساس ادبیات نظری و تجربی پیرامون عوامل تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل، تاثیر نوع مصرف انرژی (سوخت‌های فسیلی در مقابل انرژی‌های تجدیدپذیر)، سرمایه انسانی و سایر متغیرهای تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران بررسی و تحلیل شده است. در این راستابا توجه به وجود مشکل درون‌زایی در مدل، عوامل تاثیرگذار بر رشد بهره‌وری کل عوامل در ایران در قالب پنج مدل مختلف با استفاده از روش GMM برآورد شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، مصرف سوخت‌های فسیلی بهره‌وری کل عوامل را در ایران به طور قابل توجهی کاهش داده است و این مساله ضرورت استفاده صحیح و بهینه از منابع انرژی را نشان می‌دهد. چرا که ارزان بودن و سهولت دسترسی سوخت‌های فسیلی به همراه تکنولوژی‌های قدیمی مورد استفاده در فرایند تولید سبب استفاده غیر کارا از آن‌ها و در نتیجه کاهش بهره‌وری کل عوامل شده است. استفاده از تکنولوژی‌های مدرن و دوست‌دار محیط زیست از طریق سرمایه‌گذاری خارجی و سرمایه‌گذاری‌های دانش بنیان داخلی به همراه ایجاد مشوق برای سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند موجبات استفاده بهینه از منابع انرژی و در نتیجه افزایش بهره‌وری کل عوامل را فراهم آورد. همچنین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر افزایش بهره‌وری کل عوامل در ایران را به همراه دارد که این امر ناشی از تکنولوژهای مدرن همراه این نوع انرژی‌ها است. همچنین نتایج نشان‌دهنده‌ی آن است که متغیرهای سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و اثر تعاملی آن‌ها طی دوره زمانی پژوهش، تاثیری در بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران نداشته است. عدم توجه به آموزش‌های صحیح و کاربردی و به کارگیری نیروی انسانی در موقعیت‌های نامناسب و غیر مرتبط می‌تواند از طریق اخلال در روند استفاده از عوامل تولید سبب کاهش بهره‌وری کل عوامل شود. این امر نشان‌دهنده‌ی آن است که سیاست‌های تشکیل سرمایه انسانی بر گسترش بعد آموزش متمرکز شده و بعد بازدهی آموزش مورد غفلت قرار گرفته است. بنابراین توجه به آموزش‌های خلاقانه و کاربردی به جای آموزش‌های مرسوم و تخصیص نیروی کار در مشاغل تخصصی و مرتبط با تحصیلات و مهارت‌های آن‌ها می‌تواند منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه شود. همچنین نتایج موید آن است که بهره‌وری کل عوامل با یک وقفه، نرخ رشد بهره‌وری کل را به میزان قابل توجهی تحت تاثیر قرار می‌دهد. در نهایت نتایج نشان می‌دهد

که افزایش اعتبارات داخلی اعطا شده به بخش خصوصی وتورم طی دوره زمانی پژوهش، تاثیری در بهره‌وری کل عوامل در ایران نداشته است.

منابع و مآخذ

۱. اسدزاده، احمد. محمدزاده، پرویز. اکبری، اکرم. و عطاپور، سمیه (۱۳۹۳). "تاثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل در ایران". فصلنامه مدیریت بهره‌وری **۸**(۳۰): ۲۳-۷.

۲. امامی میبدی، علی. خوشکلام خسروشاهی، موسی. و مهدوی، روح اله (۱۳۸۸). "تاثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت استان آذربایجان شرقی". پژوهشهای اقتصادی ایران **۱۳**(۴۱): ۱۰۶-۷۹.

۳. امینی، علیرضا. ریسمانچی، هستی. و فرهادی کیا، علیرضا (۱۳۸۹). "تحلیل نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی FDI در ارتقای بهره‌وری کل عوامل TFP یک تحلیل داده‌های تابلویی بین کشوری". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران **۱۴**(۴۳): ۸۰-۵۵.

۴. حیدری، حسن. فرخ نهاد، پروانه. و محمدزاده، یوسف (۱۳۹۴). "بررسی نقش سرمایه انسانی در بهره‌وری کل عوامل تولید". سومین کنفرانس بین المللی حسابداری و مدیریت تهران، موسسه همایشگران مهر اشراق.

۵. شاکری، عباس (۱۳۸۷). *نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان*، تهران، پارس نویسا.

۶. شاه آبادی، ابوالفضل. و فعلی، پریسا (۱۳۸۹). "تاثیر توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل در ایران". فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین **۲۳** و **۲۴**: ۱۳۳-۱۱۱.

۷. صالحی کهریز سنگی، اکبر. و خلیفه سلطانی، سید محسن (۱۳۹۵). "تحلیل تاثیر شوک‌های انرژی (نفت خام) بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی و قیمت محصولات کشاورزی در ایران ۱۳۹۲-۱۳۷۰". پنجمین کنفرانس ملی مدیریت، اقتصاد و حسابداری تبریز، دانشگاه فنی و حرفه‌ای استان آذربایجان شرقی، سازمان مدیریت صنعتی تبریز.

۸. فلاحی، محمدعلی. جندقی میبدی، فرشته. و اسکندری‌پور، زهره (۱۳۹۴). "تاثیر ابعاد سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران". فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ۴(۱۶): ۱۰۶-۸۱.

۹. کمیجانی، اکبر. پاداش، حمید. صادقین، علی. و احمدی حدید، بهروز (۱۳۹۰). "عوامل مؤثر بر ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران". نشریه پژوهش‌های پولی و بانکی **۲**(۵): ۳۸-۱.

10. Adelakun, O. J. (2011). "Human Capital Development and Economic Growth in Nigeria". European Journal of Business and Management **3**(9): 29-38.

11. Adewuyi, A. O. & Awodumi, O. B. (2017). "Biomass Energy Consumption, Economic Growth and Carbon Emissions: Fresh

Evidence from West Africa using a Simultaneous Equation Model". Energy **119**: 453-471.
12. Aghion, P. & Howitt, P. (1992). "A Model of Growth through Creative Destruction". Econometrica **60**(2): 323-351.
13. Ahmed, S. & Mortaza, M. G. (2010). "Inflation and Economic Growth in Bangladesh: 1981-2005". Working Papers (3033) Esocial Sciences.
14. Attari, M. I. J. & Javed, A. Y. (2013). "Inflation, Economic Growth and Government Expenditure of Pakistan: 1980-2010". Procedia Economics and Finance **5**: 58-67.
15. Barker, T. Ekins, P. & Johnstone, N. (Eds.). (1995). *Global Warming and Energy Demand*, Taylor & Francis, US.
16. Becker, G. (1964). *Human Capital*, NBER Columbia University Press, New York.
17. Calub, R. A. (2011). *Linking Financial Development and Total Factor Productivity of the Philippines*, University of the Philippines School of Economics (UPSE).
18. Campbell, O. & Agbiokoro, T. (2013). "Human Capital and Economic Growth: A three Stage Least Squares Approach". Available at SSRN 2331545.
19. Chang, C.-F. Wang, P. & Liu, J.-T. (2016). "Knowledge Spillovers, Human Capital and Productivity". Journal of Macroeconomics 47: 214-232.
20. Conti, M. & Sulis, G. (2016). "Human Capital, Employment Protection and Growth in Europe". Journal of Comparative Economics **44**(2): 213-230.
21. Dagan, S. (2008). "The Macroeconomic Transition to a Fossil-Fuel-Free Economy". Retrieved from http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.537.892&rep=rep1&type=pdf.
22. De Loecker, J. (2013). "Detecting Learning by Exporting". American Economic Journal: Microeconomics **5**(3): 1-21.
23. Fleisher, B. Li, H. & Zhao, M. Q. (2010). "Human Capital, Economic Growth, and Regional Inequality in China". Journal of Development Economics **92**(2): 215-231.
24. Hong, W. Cao, L. & Hao, N. (2010). "Trade Liberalization, Domestic Input and Sustainability of Agricultural TFP Growth: A New Perspective Based on TFP Growth Structure". Agriculture and Agricultural Science Procedia **1**: 376-385.

25. Hsiao, C. & Shen, Y. (2003). "Foreign Direct Investment and Economic Growth: the Importance of Institutions and Urbanization". Economic Development and Cultural Change **51**(4): 883-896.
26. Kose, M. A. Prasad, E. S. & Terrones, M. E. (2009). "Does Openness to International Financial Flows Raise Productivity Growth?" . Journal of International Money and Finance **28**(4): 554-580.
27. Kumar, A. & Kober, B. (2012). "Urbanization, Human Capital, and Cross-Country Productivity Differences". Economics Letters **117**(1): 14-17.
28. Ladu, M. G. & Meleddu, M. (2014). "Is there any Relationship between Energy and TFP (Total Factor Productivity)? A Panel Cointegration Approach for Italian Regions". Energy **75**: 560-567.
29. Li, C. & Tanna, S. (2018). "The Impact of Foreign Direct Investment on Productivity: New Evidence for Developing Countries". Economic Modelling **80**: 453-466.
30. Li, T. & Wang, Y. (2018). "Growth Channels of Human Capital: A Chinese Panel Data Study". China Economic Review **51**: 309-322.
31. Lucas, Jr, R. E. (1988). "On the Mechanics of Economic Development". Journal of Monetary Economics **22**(1): 3-42.
32. Mahadevan, R. & Asafu-Adjaye, J. (2005). "The Productivity–Inflation Nexus: the Case of the Australian Mining Sector". Energy Economics **27**(1): 209-224.
33. Moghaddasi, R. & Anoushe Pour, A. (2016). "Energy Consumption and Total Factor Productivity Growth in Iranian Agriculture". Energy Reports 2: 218-220.
34. Nelson, R. & Phelps, E. (1966). "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth". American Economic Review **61**: 69-75.
35. Ojede, A. (2015). "Is Inflation in Developing Countries Driven by Low Productivity or Monetary Growth? ". Economics Letters **133**: 96-99.
36. Pasten, R. Contreras, R. & Molina, C. (2007). "Energy Consumption, Total Factor Productivity and Growth in Latin America". Revista Chilena de Economía y Sociedad **1**(1): 23-49.
37. Rath, B. N. Akram, V. Bal, D. P. & Mahalik, M. K. (2019). "Do Fossil Fuel and Renewable Energy Consumption Affect Total Factor Productivity Growth? Evidence from Cross-country Data with Policy Insights". Energy Policy **127**: 186-199.
38. Romer, P. M. (1986). "Increasing Returns and Long-run Growth". Journal of Political Economy **94**(5): 1002-1037.

39. Romer, P. M. (1989). *Human Capital and Growth: Theory and Evidence*, National Bureau of Economic Research.
40. Romer, P. M. (1994). "The Origins of Endogenous Growth". Journal of Economic Perspectives **8**(1): 3-22.
41. Serdaroğlu, T. (2015). "Financial Openness and Total Factor Productivity in Turkey". Procedia Economics and Finance **30**: 848-862.
42. Solow, R. M. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth". The Quarterly Journal of Economics **70**(1): 65-94.
43. Solow, R. M. (1957). "Technical Change and the Aggregate Production Function". The Review of Economics and Statistics **39**(3): 312-320.
44. Tuan, C. Ng, L. F. & Zhao, B. (2009). "China's Post-economic Reform Growth: The Role of FDI and Productivity Progress". Journal of Asian Economics **20**(3): 280–293.
45. Tugcu, C. T. & Tiwari, A. K. (2016). "Does Renewable and/or Non-Renewable Energy Consumption Matter for Total Factor Productivity (TFP) Growth? Evidence from the BRICS". Renewable and Sustainable Energy Reviews **65**: 610-616.
46. Whalley, J. & Zhao, X. (2013). "The Contribution of Human Capital to China's Economic Growth". China Economic Policy Review **2**(01): 1-22.
47. Yazdan, G. F. & Hossein, S. S. M. (2013). "FDI and ICT Effects on Productivity Growth". Procedia-Social and Behavioral Sciences **93**: 1710-1715.
48. Zhou, D. Li, S. & David, K. T. (2002). "The Impact of FDI on the Productivity of Domestic Firms: the Case of China". International Business Review **11**(4): 465-484.

Investigating the role of factors affecting the total factor productivity in Iran with an emphasis on human capital and renewable and non-renewable types of energy

Saeid Jafari[1]
Marziyeh Esfandiari [2*]
Mosayeb Pahlavani [3]

Received: 06-08-2019 Accepted: 26-02-2020

Abstract

This article investigates the impact of factors affecting the total productivity in Iran, in particular the type of energy consumption and human capital during the period of 1971-2014. In this regard, due to the endogeneity problem in the model, the factors affecting the growth of the total factor productivity in Iran were estimated using five different models implemented through GMM. According to the results, the intensity of fossil fuel use significantly reduces the total factor productivity in Iran. Also, the first lag of the total factor productivity, trade openness and intensity of renewable energies are the incremental factors of that productivity in Iran. Finally, the results indicate that human capital and foreign direct investment during the study period did not play a role in the total factor productivity in Iran, nor was the role of their interaction confirmed in productivity.

Keywords: Total factor productivity, Type of energy consumption, Human capital, Foreign direct investment.
JEL classification: Q40, Q47, Q49, J24.

[1]- Ph.D. Student in Economics, University of Sistan and Baluchestan
[2]- Assistant Professor in Economics, University of Sistan and Baluchestan
Email: m.esfandiari@eco.usb.ac.ir
[3]- Associate Professor in Econometrics, University of Sistan and Baluchestan

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

بررسی اثرات غیر خطی سیاست مالی بر فعالیت اقتصادی در ادوار تجاری با رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (ESTAR)[۱]

سید علی‌رضا علوی باجگانی[۲]
کامبیز پیکارجو[۳*]
کامبیز هژبر کیانی[۴]
تقی ترابی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۶/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۱۱

چکیده

امروزه نقش دخالت دولت در اقتصاد و از آن طریق، انتخاب سیاست‌های مالی و پولی برای تأثیرگذاری بر نوسانات اقتصادی و رشد، در تئوری‌های مختلف اقتصادی پذیرفته شده است. در بسیاری از متون اقتصاد کلان، سیاست مالی جزئی از فرآیند تثبیت اقتصادی در ادوار تجاری معرفی شده است. تغییرات درآمدهای دولت همچنین مخارج دولت در پاسخ به نوسانات تولید به هموار کردن ادوار تجاری از طریق ضریب تکاثر تقاضای سنتی کمک می‌کند. در این راستا در این تحقیق به بررسی تاثیرگذاری سیاست‌های مالی دولت بر فعالیت‌های اقتصادی در اقتصاد ایران در طول فازهای مختلف ادوار تجاری با استفاده از الگوهای غیر خطی ESTAR در بازه زمانی ۱۳۹۵:۴- ۱۳۶۷:۲ پرداخته شده است. بر اساس نتایج حاصله مقدار آستانه‌ایی رشد اقتصادی ۰/۰۴۷- و پارامتر شیب ۴۹/۷ برآورد شده است که سبب انتقال نسبتاً سریع از رژیمی به رژیم دیگر می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که در رژیم رکودی اثر افزایش در نسبت مالیات‌ها در فصل قبل بر رشد اقتصادی فصل کنونی منفی (به میزان ۲/۸- درصد) و معنی‌دار است. از طرفی، زمانی که اقتصاد دارای ظرفیت اضافی است، اثربخشی هزینه‌های دولت (به میزان ۸/۷ درصد) به عنوان یک ابزار محرک مالی بیشتر است. همچنین بر اساس یافته‌های تحقیق، عدم تقارن اثرگذاری سیاست‌های مالی از نوع مخارج و مالیات‌ها پذیرفته می‌شود. یافته‌های این مطالعه دلالت‌های مهمی برای ترکیب سیاست مالی بهینه در طول مراحل مختلف دوره تجاری دارد.

واژه‌های کلیدی: سیاست مالی، مدل رگرسیون انتقال ملایم، فعالیت اقتصادی، ادوار تجاری.

Keywords: Financial (Fiscal) Policy, Mild Transfer Regression (Smooth Transition Auto Regressive) Model, Economic Activity, Business cycles.
JEL classification: E62, C32, E32.

---

۱. مقاله مستخرج از پایان نامه دکتری سید علی‌رضا علوی باجگانی به راهنمایی دکتر کامبیز پیکارجو رشته اقتصاد در دانشکده مدیریت و اقتصاد واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی تهران، ایران است.

۲. دانش‌آموخته دوره دکتری رشته اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران
seyedalirezaalavi12@gmail.com
۳. استادیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
k.peykarjou@srbiau.ac.ir
۴. استاد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران kianikh@yahoo.com
۵ دانشیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران taghi.torabi100@gmail.com

۱- مقدمه

با توجه به این‌که یکی از مشکلات کشورهای در حال توسعه، عدم دستیابی به رشد مطلوب و پایدار اقتصادی است و این موضوع نه تنها ایجاد مشکلات اقتصادی مانند رکود و بیکاری را موجب می‌شود، بلکه مشکلات فرهنگی، سیاسی و اجتماعی را نیز در پی خواهد داشت. استفاده از ابزارهای مختلفی مانند مخارج دولتی و مالیات‌ها، با وجود این‌که از هر دو جنبه تئوری و تجارب عملی کشورها آثار تورمی افزایش مخارج دولتی اثبات گردیده، هنوز یکی از مباحث قابل توجه در راستای امکان دستیابی به رشد اقتصادی است (انتظار و نجفی، ۱۳۹۷). لذا اقدامات سیاستی تثبیت اقتصادی دولت می‌تواند عاملی در جهت کم کردن شکاف بین مسیر تولید بالقوه و تولید واقعی تحقق یافته و حفظ تولید واقعی تحقق یافته در نزدیکی سطح بالقوه آن باشد (انتظار و نجفی، ۱۳۹۷) و چون تولید جامع‌ترین معیار سنجش فعالیت‌های اقتصادی است و نوسانات آن نیز جایگاه ویژه در مطالعات ادوار تجاری دارد (هوشمند و همکاران، ۱۳۸۷) در نتیجه، می‌توان گفت مطالعه این اقدامات، نحوه تأثیر شوک مثبت و منفی سیاست مالی در قالب مخارج مصرفی دولت و مالیات‌ها بر رشد اقتصاد ضمن آن‌که یکی از مباحث مهم و اساسی در ادبیات اقتصاد کلان است، از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی هر کشوری نیز به شمار می‌آید.

در این زمینه مساله مؤثر بودن سیاست مالی، در طی بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸ با محرک‌های خارجی جدید از قبیل هزینه‌های خارجی، مجدداً برجسته شد. به دلیل پیچیده بودن فرایند مالی که در آن کاملاً قابل کنترل نیست، تئوری‌های مختلف پاسخ‌های متفاوتی را در زمینه اثرات کلان اقتصادی سیاست مالی و دلایلی در زمینه تناسب و اثرات واقعی هزینه‌های دولتی بر روی رشد اقتصادی که همچنان زمینه تحقیق مورد توجهی است، ارائه داده است. در حالی که، سؤال مهم در منابع و متون در زمینه مؤثر بودن سیاست مالی آن است که آیا سیاست مالی، اثرات جبرانی[1] و یا تشدیدکننده[2] را در یک کشور ایجاد می‌کند و محرک‌های آن چه مواردی می‌باشد. در واقع برخی محققان در تلاش هستند که مشاهداتی را در بروز همزمان هر دو نتایج و ترکیب آن‌ها، به دست آورند (فوک کن[3]، ۲۰۱۸). در حقیقت آن‌چه توجه پژوهشگران حوزه ادوار

[1]. Crowding out
[2]. Crowding in
[3]. Nguyen Phuc Canh (2018)

تجاری را جدیداً به خود جلب کرده است به بحث عدم تقارن رفتار متغیرهای سیاست مالی در ادوار تجاری بر می‌گردد. بر این اساس هدف اساسی این پژوهش، تجزیه و تحلیل سیاست مالی دولت بر فعالیت اقتصادی در اقتصاد ایران و بررسی آثار اقتصادی کلان آن و تحلیل این اثرات بر حجم یا رشد فعالیت اقتصادی در وضعیت‌های مختلف ادوار تجاری است.

مد نظر قرار دادن «اثرات سیاست مالی در شرایط ادوار تجاری» و همچنین بهره‌گیری از «الگوی سری زمانی و بررسی خاص وضعیت کشور ایران»، «ارائه بینش جدید با نتایج و پیشنهادات خاص»، «استفاده از آزمون‌های مختلف برای تعیین غیر خطی بودن مدل، نوع تابع انتقال و به کارگیری روش جستجوی شبکه‌ای دوبعدی برای تعیین مقدار شیب و آستانه و همچنین انجام آزمون‌های کنترلی» و مجموعاً «به کارگیری مدل‌های غیر خطی در بررسی اثرات سیاست مالی با رویکرد مدل ESTAR» به عنوان مدلی که کمتر در تحقیقات تجربی داخلی از آن استفاده گردیده است و موارد معدودی هم که در مقالات داخلی به کار رفته، در قالب LSTAR (مدل لاجستیک) کاربرد داشته است و همچنین نوع متغیرهای به کار گرفته شده در الگوی ریاضی مقاله که هم از جهت زمان‌بری و دقت جمع‌آوری داده‌ها و هم از جهت استاندارد بودن متغیرها در نوع خود ویژه می‌باشد، از جمله وجوه تمایز این مقاله با دیگر مطالعات است و تحقیق حاضر برای پر کردن این شکاف تحقیقاتی انجام شده است.

ساماندهی مقاله حاضر نیز به این صورت است که بعد از مقدمه، نخست مبانی نظری در خصوص سیاست مالی، سیاست مالی در ادوار تجاری و اثرات غیر خطی سیاست مالی ارائه می‌گردد. در بخش سوم، پیشینه پژوهش و در بخش چهارم الگوی مد نظر تحقیق و متغیرها بیان شده و نتایج حاصل از تخمین مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. بخش پنجم به تشریح نتایج تجربی اختصاص یافته است و در نهایت نیز جمع‌بندی ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

شاید امروزه مسأله مهم و محوری تمامی اقتصادهای مدرن وجود پدیده ادوار تجاری و یا نوسانات اقتصادی باشد. پیدایش چنین ادوار تجاری، در بسیاری از موارد باعث بروز مشکلاتی برای اقتصادها گشته و دورانی از شرایط تورمی و یا رکودی ناخواسته را برای آن‌ها به وجود آورده که خود ممکن است منتج به شرایط ناگوار دیگری برای اقتصاد گردد. در نتیجه، به نظر می‌رسد

مطالعه این پدیده، بررسی علل به وجود آمدن آن و چگونگی از بین بردن آن از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی هرکشوری به شمار می‌آید (گرجی و انواری رستم کلائی، ۱۳۹۷).

امروزه دولت‌ها تلاش می‌کنند تا با استفاده از ابزارهای سیاست مالی و پولی روند رشد اقتصادی را با ثبات و پایدار کنند و از نوسانات شدید در جهت مثبت و منفی جلوگیری کنند (صمدی و اوجی مهر، ۱۳۹۱). با این وجود، در سال‌های اخیر علاقه به تاثیرات سیاست مالی افزایش یافته است، زیرا از یک طرف در کشورهای توسعه‌یافته نرخ بهره اسمی پایین که به دنبال آشفتگی‌های مالی به وجود آمده است موجب محدود کردن توانایی‌های مقامات پولی برای ارائه محرک‌ها از طریق ابزارهای معمول پولی گردیده است (بیولسی[1]، ۲۰۱۷). به طوری که در بسیاری از کشورها، دولت‌ها، بانک‌های مرکزی و محققان زیادی، بر این مساله تأکید داشته‌اند که در شرایط رکود اقتصادی که نرخ بهره در پایین‌ترین سطح خود قرار دارد، مکانیسم پولی ضعیف بوده و راه حل مناسب برای برون رفت از این شرایط را معرفی بسته‌های محرک مالی دانسته‌اند. از طرف دیگر در بسیاری از کشورهای در حال توسعه به واسطه‌ی فقدان زیربنای مالی و بانکی توسعه یافته، سیاست‌های پولی نقش کمتری را نسبت به سیاست‌های مالی در سیاست‌گذاری اقتصادی داشته است (انتظار و نجفی، ۱۳۹۷).

ادبیات تجربی حاکی از نتایجی متناقض در خصوص نحوه و میزان تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی است و به همین دلیل این سیاست‌ها از دیرباز به عنوان یکی از ابزارهای قدرتمند و در عین حال خطرناک اقتصادی مطرح بوده است (غلامی و کیانی، ۱۳۹۵). لذا ضرورت دارد تا در خصوص ارتباط میان سیاست مالی و تولید مطالعه گردد تا سیاست‌گذاری صحیح در این زمینه صورت گیرد و چون این آثار در صورت شناخت و کاربرد رابطه این سیاست‌ها با اهداف دولت ظاهر می‌شود بنابراین اگر نتوانیم مسائل اقتصادی کشور را به طور کامل بشناسیم و درک کنیم و مکانیسم‌های اقتصادی و نحوه عملکرد آنها را کاملاً نشناسیم و چگونگی به کارگیری ابزارهای سیاست اقتصادی را در ارتباط با مسائل اقتصادی ندانیم، حتماً قادر به حل مشکلات اقتصادی کشور نخواهیم بود.

---

[1]. Biolsi (2017)

در نظریه اقتصادی، بسیاری از استدلال‌ها برای توجیه کارایی سیاست مالی با توجه به وضعیت ثبات اقتصادی صورت گرفته است (عبدالنور و تونسی[1]، ۲۰۱۵). برای برخی، سیاست‌های اقتصادی انبساطی می‌تواند تأثیرات مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشد. در حالی که برای دیگران، اقتصاد همیشه در یک وضعیت متعادل است و بنابراین سیاست مالی تاثیری نخواهد داشت و حتی می‌تواند برای اقتصاد نیز مضر باشد. با این حال، این دو اثر می‌توانند در اقتصاد همگام باشند، و لذا بر همین اساس رفتار غیر خطی سیاست مالی در رشد اقتصادی را ارائه می‌دهند (عبدالنور و تونسی، ۲۰۱۵).

بررسی مطالعات نظری و تجربی نیز بیانگر این است که اثربخشی سیاست مالی در این شرایط را نمی‌توان بدون در نظر گرفتن خصوصیات کلیدی فضای کلان اقتصادی حاکم بر اقتصاد کشور مطالعه نمود، بر این اساس ضعف مدل‌های خطی در بررسی اثرات سیاست‌های مالی نمودپیدا می‌کند (خدایی و همکاران، ۱۳۹۷). به این معنی که اثر سیاست مالی ممکن است بسته به شرایط اقتصادی کلان متفاوت باشد به طوری که این اثرات را می‌توان در تجزیه و تحلیل سیاست‌های غیر خطی تحت پوشش قرار داد.

در هر صورت ادبیات در حال رشد، هم از لحاظ نظری و هم تجربی، به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا ضریب فزاینده به طور طبیعی غیرخطی است یا خیر؟ (بیولسی، ۲۰۱۷) وآیا اثر سیاست مالی ممکن است بسته به شرایط اقتصادی کلان متفاوت باشد؟ این اثرات را می‌توان در تجزیه و تحلیل سیاست‌های مالی غیر خطی تحت پوشش قرار داد. افزایش توان محاسباتی نرم‌افزارهای رایانه‌ای جدید باعث ظهور مدل‌های جدیدی شده است که تخمین‌های دقیق‌تری را در مقاطع زمانی مختلف ارائه می‌دهند (کوپ و کوریبیلیس[2]، ۲۰۱۱). بنابراین در این پژوهش، ارتباط میان سیاست مالی و تولید در وضعیت‌های مختلف اقتصادی و سیکل‌های تجاری رکود و رونق مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

دلایل مختلفی وجود دارد که چرا واکنش به محرک‌های مالی می‌تواند غیر خطی باشد. با نگاهی به سمت عرضه اقتصاد، میتوان دوره‌هایی از شکاف تولید مثبت و منفی را تشخیص داد. بحث اثرات جبرانی (اثر ازدحامی[3]) سنتی، بیان می‌کند این‌که هزینه‌های دولت جایگزین هزینه‌های

[1]. Redouan Abdenour and Said Tounsi (2015)
[2]. Koop and Korobilis (2011)
[3]. Crowding Out

بخش خصوصی می‌شود، معمولاً در مواقع شکاف مثبت در تولید کاربرد دارد اما در مواردی که تولید پایین‌تر از تولید بالقوه باشد و ظرفیت‌های بیش از حد در اقتصاد موجود باشد، این اثر کمتر است. چرا که این امر به سیاست مالی فرصت می‌دهد تا عوامل استفاده نشده تولید را فعال کند (باوم و کوستر[1]، ۲۰۱۱). تحلیل‌هایی برای تجزیه و تحلیل تأثیر غیر خطی سیاست مالی در طرف تقاضا نیز می‌توان مطرح نمود. به عنوان مثال، درازن[2] (۱۹۹۰) استدلال می‌کند که اثرات سیاست‌های مالی بستگی به اندازه و پایداری تکانه مالی دارد، زیرا هر دو بر حسب سیاست مالی که در آینده انتظار می‌رود اثر علامت دهی را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

علاوه بر این، در زمان شکاف‌های منفی بالا و بیکاری زیاد افراد و بنگاه‌ها، آن‌ها با محدودیت‌های اعتباری سخت‌تری روبرو هستند، زیرا بانک‌ها خطوط اعتباری را حذف یا حق بیمه ریسک نرخ بهره وام را افزایش می‌دهند. وام‌گیرندگان با اعتبار محدود، تمایل دارند که هزینه‌های قابل ملاحظه‌ای را در پاسخ به حتی تغییر معادل در درآمد قابل تصرف، تعدیل کنند، لذا به قوت می‌توان در خصوص این استدلال نمود که سیاست مالی می‌تواند بر درآمد قابل تصرف و بنابراین، مصرف- بویژه در خانوارهای با اعتبار محدود – باکاهش مالیات و یا با افزایش پرداخت‌های انتقالی به مصرف‌کنندگان و بنگاه‌های اقتصادی که به شدت محدود شده‌اند، تأثیر بگذارد (باوم و کوستر، ۲۰۱۱).

به هر حال اثرات غیر خطی سیاست مالی در اقتصادهای مختلف، ممکن است به دلایل متفاوتی رخ دهد. صمدی و اوجی مهر (۱۳۹۳) در پژوهشی، تلاش نموده‌اند تا این عوامل در سه دسته کلی بررسی شود؛ عوامل طرف تقاضا، عوامل طرف عرضه و درآمد نفت در کشورهای صادرکننده نفت. عوامل طرف تقاضا از طریق دو کانال اثر ثروت و انتظارات؛ عوامل طرف عرضه از طریق بازار کار، و درآمد نفتی از طریق پس‌انداز احتیاطی، هزینه تعدیل و توزیع بین نسلی نفت، باعث ایجاد اثرات غیر خطی سیاست مالی می‌شوند.

---

1. Baum and Koester (2011)
2. Allan Drazen (1990)

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات خارجی

چیبی و همکاران[1] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی پایداری سیاست مالی با استفاده از یک رویکرد مدل غیر خطی و یک مدل خود رگرسیونی انتقال ملایم (STAR) و بر اساس داده‌های سه ماهه‌ای که از ۲۰۱۲:۴ – ۱۹۶۴:۴ در بودجه متوازن الجزایر به عنوان درصد از تولید ناخالص داخلی گردآوری شده است، می‌پردازند. هدف پیدا کردن یک مقدار آستانه متغیر انتقال است که برای تصمیم‌گیرندگان لازم است تا سیاست مالی الجزیره را تعدیل کنند و همچنین سرعت انتقال از یک رژیم به دیگر را محاسبه و تابع انتقال را تخمین بزنند. نتایج به وضوح وجود آثار آستانه‌ای در کسری بودجه الجزایر (رفتار غیر خطی و انتقال رژیم سیاست مالی) در قالب یک مدل لجستیک (LSTR) حاوی دو رژیم با یک آستانه و بسته به وقفه سوم در قیمت نفت را نشان می‌دهد.

سلیمانی[2] (۲۰۱۶) در مقاله خود که با هدف بررسی رابطه بین سیاست مالی و رشد اقتصادی برای یک گروه پانل از ۴۰ کشور در حال توسعه برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۲ صورت گرفته، با تمرکز بر یک تجزیه و تحلیل تطبیقی بین کشور مراکش وگروه پانل شواهدی از وجود اثر دو آستانه برای سیاست مالی را به دست آورد. با افزایش کسری بودجه‌ای ۴/۸ درصد از تولید ناخالص داخلی و یا مازاد مالی بیش از ۳/۲ درصد تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی منفی است. همچنین از جهتی علامت رابطه بین کسری بودجه و رشد اقتصادی به واسطه میزان سرمایه‌گذاری کل بستگی دارد. برای ارزش‌های سرمایه‌گذاری کل بیش از ۲۳ درصد تولید ناخالص داخلی، به این معنی است که رابطه مثبت وجود دارد. با این حال، زمانی که سرمایه‌گذاری به زیر این آستانه برسد، منفی می‌شود.

بیولسی (۲۰۱۷) در مقاله خود به بررسی این موضوع پرداخته است که آیا سیاست مالی، اندازه‌گیری شده به وسیله ضریب فزاینده مخارج دولت یا ضریب فزاینده مالیات هنگامی که اقتصاد ضعیف است نسبت به زمانی که اقتصاد قوی هست مؤثرتر است یا خیر؟ در این تحقیق واکنش به تکانه‌های تولید واقعی و مخارج واقعی دولت نسبت به شوک وارده به مخارج نظامی و

---

1. Chibi (2015)
2. Slimani (2016)

همچنین واکنش تولید واقعی و درآمد مالیاتی واقعی نسبت به شوک وارده روی مالیات‌ها تخمین زده شده است و در هر دو مورد برای غیر خطی بودن در اثرات، مطابق با این‌که آیا نرخ بیکاری بالا یا پایین است یک ارزش آستانه‌ای داده شده در نظر گرفته شده است. نتایج این تحقیق دلالت بر این دارد که افزایش نرخ بیکاری آستانه‌ای به صورت فزاینده منجر به یک ضریب فزاینده بالاتر بر روی مخارج دولت در شرایط بد جهانی می‌گردد، گرچه آن به طور معنی‌داری بزرگتر از یک نیست. نتایج روی تغییرات مالیات، دقیقاً کمتر تخمین زده می‌شوند.

اقبال و همکاران[1] (۲۰۱۷) در پژوهشی رابطه بین کسری مالی و رشد اقتصادی در پاکستان را بررسی می‌کنند تا تعیین کنند آیا کسری مالی آستانه‌ای وجود دارد که بتواند به عنوان معیار برای سیاست‌گذاران با هدف گسترش رشد اقتصادی از طریق انبساط مالی باشد. این تحقیق مدل خودرگرسیون انتقال هموار (STAR) از نوع لجستیک دو رژیمی را با داده‌های سری زمانی برای دوره ۲۰۱۴- ۱۹۷۲ به کار می‌گیرد. تجزیه و تحلیل تجربی نشان می‌دهد که سطح آستانه کسری مالی ۵/۵۷ درصد از تولید ناخالص داخلی (GDP) است، که بالاتر از آن کسری تأثیر منفی بر رشد دارد. با این وجود، فضا برای سیاست مالی جهت بالا بردن رشد اقتصادی وجود دارد، در صورتی که کسری بودجه زیر سطح آستانه حفظ شود و مخارج عمومی به سرمایه‌گذاری‌های تولیدی منجر شود، پتانسیل رشد بلندمدت کشور را افزایش می‌دهد.

رامی و زبیری[2] (۲۰۱۸) در پژوهشی به این بررسی پرداخته‌اند که آیا ضرایب فزاینده مخارج دولتی دولت ایالات متحده در طول دوره‌های ضعیف اقتصادی بالاتر هستند یا زمانی که نرخ‌های بهره نزدیک به حد پایین صفر است. آن‌ها با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی (سه ماهه) جدید ایالات متحده آمریکا که جنگ‌های چندگانه بزرگ و رکود عمیق (بحران بزرگ) را پوشش می‌دهد، ضرایب فزاینده‌ای را که کمتر از یک (واحد) هستند، صرف نظر از میزان رکود اقتصادی برآورده کرده‌اند. در مقابل، نتایج بدست آمده برای حالت حد پایین صفر کمتر واضح است. برای کل نمونه، شواهدی از ضرایب فزاینده بالا در نزدیکی مرز صفر وجود ندارد. هنگامی که داده‌های مربوط به دوره جنگ جهانی دوم از مطالعه حذف می‌شود، برخی برآوردهای نقطه‌ای به ضرایب فزاینده بالاتر در طول وضعیت مرز پایین صفر اشاره دارد، که ضرایب فزاینده را تا ۱.۵ برابر

[1]. Iqbal (2017)
[2]. Valerie A. Ramey and Sarah Zubairy (2018)

می‌دانند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که بر خلاف حدس و گمان اخیر، ضرایب فزاینده مخارج دولتی در طول رکود بزرگ لزوماً بالاتر از میانگین نیست.

۲-۳- مطالعات داخلی

در مطالعات داخلی نیز موارد محدودی در زمینه بررسی اثرات نامتقارن و مدل‌سازی غیر خطی مشاهده می‌شود از جمله:

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای تجربی بر این تلاش بوده‌اند که به بررسی اثرگذاری نامتقارن کسری بودجه دولت بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۹:۴–۱۳۶۹:۱ بپردازند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که کسری بودجه در قالب یک ساختار دو رژیمی بر رشد اقتصادی ایران اثر گذاشته است؛ به نحوی که در دامنه‌های رکودی اقتصاد (رشد اقتصادی کمتر از۳/۳۷ درصدی) سهم بزرگتر کسری بودجه از تولید ناخالص داخلی، همگام با دیدگاه کینزی، اثر مثبت بر رشد اقتصادی و در دامنه‌های رونق اقتصاد (رشد اقتصادی بیشتر از۳/۳۷ درصدی) همگام با دیدگاه نئوکلاسیکی، اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است.

غلامی و هژبر کیانی (۱۳۹۵) در مقاله‌ای درصدد پاسخ به این سؤال بوده‌اند که آیا سیاست‌های مالی انبساطی به صورت افزایش مخارج دولت و کاهش مالیات بر رشد اقتصادی در ایران به صورت خطی تأثیرگذار است یا غیر خطی؟ به این منظور، کارایی هر یک از برنامه‌های مذکور با به کارگیری دو الگوی خودرگرسیون برداری خطی و آستانه‌ای و اطلاعات سال‌های ۱۳۳۸ الی ۱۳۹۱ بررسی شده است. توابع واکنش آنی الگوی خطی حاکی از آن است که کاهش درآمدهای مالیاتی و افزایش مخارج دولت به عنوان محرک‌های مالی منجر به افزایش رشد اقتصادی شده‌اند، اما میزان تأثیرگذاری مخارج دولت بیشتر از درآمدهای مالیاتی است. ضرایب فزاینده سیاست‌های مالی انبساطی به شرایط اقتصادی بر حسب شکاف تولید وابسته هستند. همچنین نتایج مطالعه انتظار و نجفی (۱۳۹۷) در تبیین آثار غیر خطی مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران در ادوار تجاری نشان می‌دهد که شوک مثبت در دوره رونق تأثیر مثبت و در دوره رکود تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد همچنین شوک منفی در دوره رونق تأثیر منفی و در دوره رکود تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد.

در مجموع می‌توان گفت طی دوره‌های اخیر، مطالعات بسیاری پیرامون ارتباط غیر خطی و نامتقارن رشد اقتصادی و کسری بودجه صورت گرفته است. به طوری که با شروع از سال ۲۰۰۰، می‌توان فعالیت قابل توجهی از کارهای تجربی و نظری را که با توجه به عدم خطی بودن آن می‌تواند بر رابطه بین رشد و کسری بودجه اثر گذارد و به بررسی اثرگذاری نامتقارن کسری بودجه دولت بر رشد اقتصادی می‌پردازد، در نظر گرفت [مینا و ویلوی[1] (۲۰۰۸)، آدام و بوان[2] (۲۰۰۵)، تنیمونه،کومبز و پلانه[3] (۲۰۰۸) و مینا و ویلوی (۲۰۱۲)،امانوئل اتینگ اونویودوکیت[4] (۲۰۱۴)، اقبال و همکاران (۲۰۱۷)]. این نویسندگان تلاش می‌کنند تا اثرات ضد کینزی که مربوط به انقباضات مالی بالا است، را شناسایی کنند. با این حال، هنوز هیچ توافقی در مورد آستانه کسری مالی وجود ندارد که مقامات تصمیم‌گیرنده نباید از آن غافل شوند.

بالدینی[5] (۲۰۰۵)، باوم و بی. کوستر (۲۰۱۱)، آثاناسیناس و همکاران[6] (۲۰۱۴)، هوندرویانینس و پاپائویکنومو[7] (۲۰۱۵)، موریاتا[8] (۲۰۱۵)، عبدالنور و تونسی[9] (۲۰۱۵)، من سینگر و همکاران[10] (۲۰۱۷) و رامی و زبیری (۲۰۱۸)، از جمله افرادی هستند که اثرات وابسته به وضعیت سیاست مالی و عمدتاً اثرات غیر خطی سیاست مالی بر رشد اقتصادی و ارزیابی اثرات نامتقارن مکانیسم انتقال سیاست مالی را مورد بررسی قرارداده اند.

۴- روش‌شناسی پژوهش

۴-۱- ایده مدل و مبانی نظری آن

اگر هر یک از استدلال‌های غیر خطیِ مطرح شده در مبانی نظری، اعمال شود در این صورت مدل‌های با چارچوب خطی کافی نیست و گره زدن اقتصاد غیر خطی به یک چارچوب خطی با توجه به پویایی‌های آن می‌تواند منجر به استنتاج‌های گمراه کننده شود.

---

1. Minea and Villieu (2008)
2. Adam and Bevan (2005)
3. Tanimoune, Combes and Plane (2008)
4. Emmanuel Ating Onwioduokit (2014)
5. Alfredo Baldini (2005)
6. Athanasenas (2014)
7. Hondroyiannis and Papaoikonomou (2015)
8. Hiroshi Morita (2015)
9. Redouan Abdenour and Said Tounsi (2015)
10. Mencinger (2017)

رویکردهای مختلفی برای مدل‌های غیر خطی سری زمانی مدل در ادبیات نظری یافت می‌شود از جمله: سوئیچینگ مارکوف[1] (مدل تغییر رژیم)، انتقال هموار (ملایم)[2] و مدل‌های خود بازگشتی آستانه‌ای[3] با تغییر ناگهانی، که در این مقاله رویکرد دوّم بکار گرفته شده است که با جداسازی مشاهدات به رژیم‌های مختلف بر اساس متغیر آستانه مشخص می‌شود. در هر رژیم فرض بر این است که سری زمانی توسط یک مدل خطی توصیف می‌شود.

در واقع چنین مدل‌هایی این امکان را فراهم می‌کند تا در خصوص سیاست‌های مالی، بین سطوح گوناگون رشد اقتصادی تمایز قایل شویم. در واقع، رژیم‌های متفاوت نرخ رشد اقتصادی که منعکس‌کننده ادوار تجاری هستند به صورت درون‌زا تعیین می‌شوند. انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت ملایم و توسط متغیر رشد اقتصادی انجام می‌شود و از این طریق مقدار مناسب آستانه رشد اقتصادی که در آن سیاست‌های مالی می‌توانند اثرات کاملا متفاوت و معنی‌داری داشته باشند، مشخص می‌شود.

از آن‌جا که مدل‌های مربوط به ادوار تجاری و سیاست‌گذاری دولت‌ها به دلیل پیدا شدن متغیرهای آستانه‌ای و اثر آن‌ها بر سیاست‌گذاری از نوع مدل‌های آستانه‌ای هستند و نه سوئیچینگ، لذا در این مقوله از مدل‌های STAR بهره گرفته شده است. کاربرد در راستای این ویژگی از این جهت است که در مدل‌های سوئیچینگ تغییر رژیم تصادفی صورت می‌گیرد چرا که متغیر آستانه‌ای مناسب برای بیان تغییر رژیم وجود ندارد.

رگرسیون انتقال ملایم[4] (STR) مدلی غیر خطی است که توسعه‌ای از مدل رگرسیونی تغییر وضعیت ارائه شده توسط کواندت[5] (۱۹۵۸) می‌باشد.

$$
\begin{aligned}
y_t &= \phi' z_t + \theta' z_t G\left(\gamma, c, s_t\right) + \varepsilon_t \\
&= \left\{\phi + \theta G\left(\gamma, c, s_t\right)\right\}' z_t + \varepsilon_t \qquad t = 1, 2, ..., T
\end{aligned}
\tag{۱}
$$

1. Markov Switching Model
2. Smooth Transition AR (STAR)
3. Threshold Auto Regressive Models
4. Smooth Transition Regression
5. Quandt (1958)

که $z_t = (w_t', x_t')'$ بردار متغیرهای توضیحی است که در آن: $w_t = (1, y_{t-1}, ..., y_{t-p})$ و $x_t = (x_{1t}, ...x_{kt})$ بردار متغیرهای برون‌زای مدل است. علاوه بر این، $\phi = (\phi_0, \phi_1, ..., \phi_m)'$ و $\theta = (\theta_0, \theta_1, ..., \theta_m)'$ بردار $((m+1)\times 1)$ پارامترها و $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ است. تابع انتقال $G(\gamma, c, s_t)$ تابعی کران‌دار از متغیر انتقال s_t، γ پارامتر شیب و $c = (c_1, ..., c_k)'$ بردار پارامتر مکان است و $c_1 \le ... \le c_k$. به عنوان مثال، تابع انتقال را به فرم تابع لجستیک عمومی به صورت زیر می‌توان در نظر گرفت:

$$G(\gamma, c, s_t) = \left(1 + \exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^{K} (s_t - c_k)\right\}\right)^{-1}, \quad \gamma > 0 \qquad (۲)$$

زمانی‌که $\gamma = 0$ تابع انتقال $G(\gamma, c, s_t) \equiv ۰/۵$ خواهد بود و بنابراین، مدل STR رابطه (۱) در چارچوب یک مدل خطی جای می‌گیرد. این موضوع در بررسی خطی بودن یا غیر خطی بودن روابط در چارچوب مدل STR مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

۵- داده‌ها و تصریح مدل

۵-۱- معرفی متغیرها و داده‌ها

در این تحقیق متغیر رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (GR) به عنوان متغیر وابسته و شاخص‌های نسبت مالیات‌ها و نسبت مخارج دولتی به تولید ناخالص داخلی که به ترتیب با TAX و GB نشان داده شده‌اند، به عنوان متغیرهای توضیحی مورد استفاده قرار می‌گیرد. علاوه بر متغیرهای توضیحی فوق از سه متغیر نرخ تورم فصلی (INF)، نسبت سرمایه‌گذاری کل به تولید ناخالص داخلی (INV) و نسبت تراز حساب جاری به تولید ناخالص داخلی (BP) به عنوان متغیرهای کنترل استفاده شده است. داده‌ها به صورت فصلی برای دوره ۱۳۹۵:۴- ۱۳۶۷:۲ به روش کتابخانه‌ای و از پایگاه اطلاعاتی از جمله سایت بانک مرکزی ایران جمع‌آوری شده است. شرح مبسوطی از متغیرهای مورد استفاده در جدول (۱)آمده است.

جدول ۱: معرفی متغیرهای مورد استفاده در تخمین

متغیر	نماد	شرح	مأخذ جمع‌آوری داده
رشد تولید ناخالص داخلی واقعی	GR	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳	بانک مرکزی
نسبت مالیات‌های دریافتی به GDP	TAX	نسبت درآمد مالیاتی به تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
نسبت مخارج جاری دولت به GDP	GB	نسبت هزینه مصرف نهایی بخش دولتی به تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
نرخ تورم	INF	نرخ رشد شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی	بانک مرکزی
نسبت سرمایه‌گذاری کل به GDP	INV	نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
نسبت تراز حساب جاری به GDP	BP	نسبت تراز حساب جاری کالاها و خدمات به تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۲- تصریح مدل

برای تصریح مدل تشکیل فرم غیر خطی نقطه شروع تحقیق خواهد بود. پس از آن با بررسی غیر خطی بودن الگو، ضمن بررسی تعداد رژیم‌ها مدل غیر خطی معرفی خواهد گردید. در این مطالعه از آن‌جا که هدف بررسی اثر سیاست‌های مالی بر تحریک فعالیت‌های اقتصادی در دوره‌های رکود و رونق است، مدل‌های غیر خطی خانواده STR به کار برده شده است. در این تحقیق از مدل پیشنهاد شده توسط سلیمانی (۲۰۱۶) و بیولسی (۲۰۱۷) بهره گرفته می‌شود.

$$gr_t = \left\{ \begin{array}{l} \left(\phi_0 + \phi_1 TAX_{t-1} + \phi_2 GB_{t-1}\right)\left(1 - G\left(q_t;\gamma,c\right)\right) + \\ \left(\alpha_0 + \alpha_1 TAX_{t-1} + \alpha_2 GB_{t-1}\right)\left(G\left(q_t;\gamma,c\right)\right) \end{array} \right\} \quad (۳)$$
$$+\theta_1 INV_{t-1} + \theta_2 INF_{t-1} + \theta_3 BP_{t-1} + \varepsilon_t$$

۵-۳- بررسی وجود ریشه‌ی واحد با استفاده از آزمون‌های غیر خطی ناپارامتریک بریتانگ

در مطالعه حاضر به دلیل اهمیت نتیجه آزمون ریشه واحد به دلیل وجود اثرات غیر خطی از آزمون ریشه ناپارامتریک بریتانگ[1] (۲۰۰۲) برای آزمون وجود ریشه واحد رشد اقتصادی (GR) استفاده شده است. در صورت وجود اثرات غیر خطی در متغیر وابسته (GR) نتایج آزمون‌های ADF و

[1]. Breitung (2002)

PP اعتبار لازم را در بررسی فرضیه ریشه‌ی واحد نخواهند داشت. فرضیه صفر این آزمون (آزمون بریتانگ (۲۰۰۲)) مانند ADF نامانایی سری زمانی است. از آن‌جا که توزیع آماره آزمون معرفی شده توسط بریتانگ تحت تأثیر پارامترهای زائد قرار نمی‌گیرد (به عبارتی دیگر تحت تأثیر تصریح نادرست تعداد وقفه‌های وارد شده ADF قرار نمی‌گیرد) اعتبار آماری نتایج این آزمون از آزمون ADF و PP بیشتر است. نتایج این آزمون در جدول (۲) نشان داده شده است:

جدول ۲: آزمون ریشه واحد ناپارامتریک بریتانگ

نام متغیر	آماره آزمون بریتانگ	ارزش احتمال سطح ۵٪
GR	۰/۰۰۰۵۱	۰/۰۰۰۰
GB	۰/۰۱۱۵۵	۰/۰۰۱۰
TAX	۰/۰۲۱۰۱	۰/۰۰۳۲
INV	۰/۰۱۴۸۷	۰/۰۰۱۵۳
INF	۰/۰۰۳۲۲	۰/۰۰۰۰
BP	۰/۲۶۳۶	۰/۰۰۳۶

منبع: یافته‌های محقق

نتایج آزمون ریشه واحد ناپارامتری بریتانگ نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح مانا می‌باشند.

۴-۵- آزمون غیر خطی بودن مدل

یکی از سوال‌های اساسی تحقیق حاضر این است که آیا تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر فعالیت‌های اقتصادی در طول فازهای مختلف ادوار تجاری از یک مدل غیر خطی پیروی می‌کند؟ آزمون‌های آماری که مدل‌های رژیمی را به عنوان جایگزین مدل‌های خطی می‌گیرند، تحت تأثیر مسئله‌ی عدم شناسایی ناشی از وجود پارامترهای مزاحم در فرضیه‌ی صفر می‌باشند. در این حالت مدل غیر خطی حاوی پارامترهایی است که تحت برقراری فرضیه‌ی صفر مقید نمی‌شوند هرچند که در مدل خطی وجود ندارند. در مدل STAR این پارامترهای مزاحم عبارتند از γ و c. پیامد وجود چنین پارامترهای مزاحمی آن است که توزیع مجانبی متعارف قابل کاربرد نیست (هانسن[1]، ۱۹۹۶).

[1]. Hansen (1996)

به منظور غلبه بر مسئله وجود پارامترهای مزاحم، ترس‌ویرتا[1] (۱۹۹۴) بسط تیلور رابطه (۲) را حول نقطه $\gamma = 0$ برای ۳ یا ۴ جمله‌ی اول آن بدست آورده است و پس از جایگزین کردن تقریب تیلور G در رابطه (۱) رابطه‌ی (۴) به دست می‌آید:

$$y_t = \beta_0' z_t + \sum_{j=1}^{4} \beta_j' \tilde{z}_t s_t^j + \varepsilon_t^* \qquad (۴)$$

فرضیه خطی بودن مدل را می‌توان با استفاده از برقراری فرضیه $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ در رابطه‌ی فوق با استفاده از آماره‌ی F (که دارای توزیع F معمول است) سنجید. نتایج آزمون فرضیه خطی بودن در مقابل فرضیه غیر خطی بودن لواکونن، سایکونن و ترس‌ویرتا[2] (۱۹۸۸) در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳: آزمون خطی بودن رابطه با استفاده از مدل LSTAR

Linearity Tests			
Null Hypothesis	**F-statistic**	**d.f.**	**p-value**
$H_{04} : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$	۲/۷۷۰۸۳۳	(۱۲, ۹۶)	۰/۰۰۲۸
$H_{03} : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$	۲/۶۶۷۷۵۹	(۹, ۹۹)	۰/۰۰۸۲
$H_{02} : \beta_1 = \beta_2 = 0$	۲/۸۲۲۹۹۲	(۶, ۱۰۲)	۰/۰۱۳۹
$H_{01} : \beta_1 = 0$	۴/۱۶۵۷۳۰	(۳, ۱۰۵)	۰/۰۰۷۹

منبع: یافته‌های محقق

چنان‌چه در جدول (۳) هر کدام از فرضیه‌های H_{04}، H_{03}، H_{02} و H_{01} رد شود فرضیه غیر خطی بودن رابطه (۳) تأیید می‌شود. نتایج نشان‌دهنده رد همه‌ی فرضیه‌ها به نفع غیر خطی بودن رابطه است.

۵-۵- انتخاب متغیر آستانه و تعداد رژیم‌ها و نوع تابع انتقال

پس از این‌که غیر خطی بودن رابطه تأیید شد، باید متغیر مناسب آستانه‌ایی انتخاب شود. در مطالعه حاضر به جهت سنجش اثر سیاست‌های مالی در ادوار تجاری، دو متغیر نرخ رشد تولید ناخالص ملی واقعی با وقفه (gr_{t-1}) و شکاف تولید با وقفه (gap_{t-1}) محاسبه شده و فیلتر هودریک

[1]. Teräsvirta (1994)
[2]. Luukkonen, Saikkonen and Teräsvirta (1988)

پرسکات[1] (HP)، به عنوان متغیرهای پیشنهادی آستانه انتخاب شده است. برای انتخاب متغیر آستانه‌ای مناسب (q_t) از مجموعه $\{gr_{t-1}, gap_{t-1}\}$ دو مدل غیر خطی با هرکدام از این متغیرها برآورد و سپس (مجموع مربعات باقیمانده‌ها) SSR دو مدل مقایسه شده و بر اساس حداقل مجموع مجذور خطاها متغیر gr_{t-1} به عنوان متغیر آستانه‌ای انتخاب شده است. پس از انتخاب متغیر آستانه‌ای، باید تعداد رژیم‌ها انتخاب شود. آزمون دنباله‌ای ترس‌ویرتا (۱۹۹۴) با سه فرضیه H_1، H_2 و H_3 به صورتی که در ستون اول جدول (۴) نشان داده شده است به بررسی رابطه‌ی (۴) می‌پردازد. ترس‌ویرتا (۱۹۹۴) نشان می‌دهد چنان‌چه فرضیه H_1 و H_3 رد شود، دو رژیم و در صورتی که H_2 رد شود، سه رژیم انتخاب می‌شود.

جدول ۴: آزمون انتخاب تعداد رژیم‌ها

Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	**F-statistic**	**d.f.**	**p-value**
$H_3 : \beta_3 = 0$	۲/۱۶۴۰۰۲	(۳, ۹۹)	۰/۰۹۷۱
$H_2 : \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$	۱/۴۲۹۱۷۳	(۳, ۱۰۲)	۰/۲۳۸۶
$H_1 : \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = 0, \beta_3 = 0$	۴/۱۶۵۷۳۰	(۳, ۱۰۵)	۰/۰۰۷۹

منبع: یافته‌های محقق

همان‌گونه که نتایج ارائه شده در جدول (۴) نشان می‌دهد، مدل دو رژیمی در مقابل سه رژیمی تأیید می‌شود.

پس از تشخیص تعداد رژیم‌ها باید نوع تابع انتقال G مشخص شود. در رابطه (۵) انواع توابع انتقالی که می‌توان انتخاب کرد، نشان داده شده است.

[1]. Hodrick–Prescott (HP) Filter

$$
\begin{aligned}
&STAR: && G_t = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\gamma(q_t - c)} e^{-0.5s^2} ds \\
&ESTAR: && G_t = 1 - \exp\left(-\gamma\left(q_t - c\right)^2\right), \quad \gamma > 0 \\
&SETAR: && G_t = \begin{cases} 1 & q_t \geq c \\ 0 & q_t < c \end{cases} \\
&LSTAR: && G_t : \frac{1}{1 + \exp\left(-\gamma\left(q_t - c\right)\right)}, \quad \gamma > 0
\end{aligned}
\tag{۵}
$$

با استفاده از آزمون فرضیه اسکریبانو- جوردا[1] (۱۹۹۹) از تقریب تیلور تابع G با تصریح لاجستیک (LSTAR) و نمایی (ESTAR) برای بررسی وجود اثرات غیر خطی استفاده می‌شود. با توجه به مقادیر P-value بدست آمده برای دو آزمون نتایج ارائه شده در جدول (۵) فرم نمایی را برای تابع انتقال G معرفی می کند.

جدول ۵: آزمون انتخاب فرم تابع انتقال G

Escribano-Jorda Tests			
Null Hypothesis	**F-statistic**	**d.f.**	**p-value**
$H_{0L}: \beta_2 = \beta_4 = 0$	۳/۱۳۵۱۷۰	(۶,۹۶)	۰/۰۰۷۵
$H_{0E}: \beta_1 = \beta_3 = 0$	۳/۶۹۶۷۰۵	(۶,۹۶)	۰/۰۰۲۴

منبع: یافته‌های محقق

۶-۵- برآورد و تخمین مدل

پس از انجام مراحل فوق، رابطه‌ی (۳) را می‌توان به فرم دقیق‌تر زیر بازنویسی کرد:

$$
\begin{aligned}
gr_t = &\left(\phi_0 + \phi_1 TAX_{t-1} + \phi_2 GB_{t-1}\right)\left(\exp\left(-\gamma\left(GR_{t-1} - c\right)\right)\right) \\
&+\left(\alpha_0 + \alpha_1 TAX_{t-1} + \alpha_2 GB_{t-1}\right) \times \left(1 - \exp\left(-\gamma\left(GR_{t-1} - c\right)\right)\right) \\
&+\theta_1 INV_{t-1} + \theta_2 INF_{t-1} + \theta_3 BP_{t-1} + \varepsilon_t
\end{aligned}
\tag{۶}
$$

[1]. Escribano-Jorda

برای تخمین پارامترهای رابطه (۶) از روش حداقل مربعات غیر خطی (NLS) استفاده می‌شود. اگر بردار پارامترهای رابطه‌ی (۶) به صورت $\psi = \left(\phi_0, \phi_1, \phi_2, \alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \gamma, c, \theta_1, \theta_2, \theta_3\right)'$ نشان داده شود، آن‌گاه روش NLS به صورت رابطه (۷) بردار ψ را برآورد می‌کند:

$$\hat{\psi} = \arg\min_{\psi} Q_T(\psi) = \arg\min_{\psi} \sum_{t=1}^{T} \left[GR_t - F\left(x_t; \psi\right) \right]^2 \qquad (۷)$$

در رابطه (۷)، $F\left(x_t; \psi\right)$ عبارت سمت راست رابطه‌ی (۶) می‌باشد. تخمین رابطه (۷) با استفاده از الگوریتم‌های بهینه‌یابی مبتنی بر روش‌های عددی ممکن است. به دلیل وابستگی بردار ψ به پارامترهای (γ, c)، نتایج تخمین این بردار به مقادیر اولیه‌ی (γ, c) وابسته خواهد بود. یک روش مناسب یافتن مقادیر اولیه مناسب استفاده از روش جستجوی شبکه‌ایی دو بعدی[1] در طول مقادیر γ و c است. این روش کمک می‌کند که مقادیر از (γ, c) انتخاب شود که واریانس باقیمانده‌های مدل حداقل شود.

بر اساس یافته‌های روش جستجوی شبکه‌ایی دو بعدی مناسب‌ترین مقدار اولیه برای پارامتر گاما عبارت است از ۱۰ و برای پارامتر آستانه‌ایی c عبارت است از ۰/۰۶۶-. به ازای این دو مقدار اولیه کمترین واریانس باقیمانده‌ها را خواهیم داشت که برابر با SSR=۰/۲۰۵۹ است. با تنظیم مقادیر اولیه پارامترهای (γ, c) برابر با یافته‌های روش جستجوی شبکه‌ایی دو بعدی، رابطه (۶) با استفاده از NLS و تنظیم مقادیر اولیه فوق برآورد می‌شود. نتایخ تخمین پارامترهای (γ, c) در رابطه‌ی (۶) در جدول (۶) ارائه شده است:

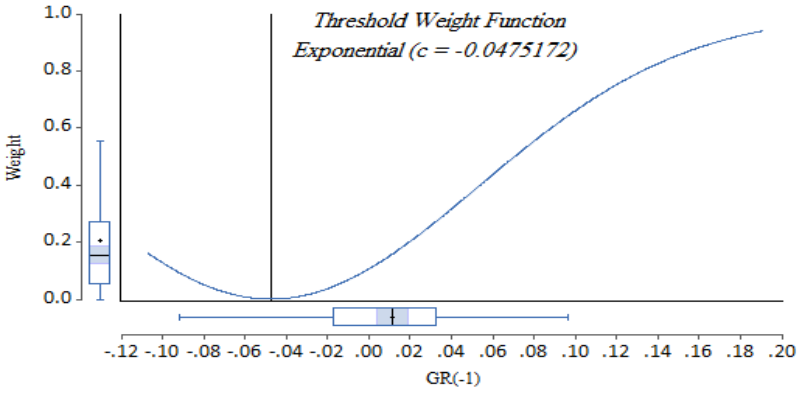
جدول ۶: تخمین پارامترهای (γ, c)

پارامتر	برآورد نقطه‌ای	انحراف استاندارد	آماره t	ارزش احتمال
Slopes(شیب)				
γ	۴۹/۶۶۸۸۳	۵۲/۹۱۰۴۳	۰/۹۳۸۷۳۴	۰/۳۵۰۱
Thresholds(آستانه)				
C	-۰/۰۴۷۵۱۷	۰/۰۲۳۸۲۴	-۱/۹۹۴۵۰۲	۰/۰۴۸۷

منبع: یافته‌های محقق

[1]. Two-Dimensional Grid Search

بر اساس این نتایج مقدار آستانه‌ایی رشد اقتصادی برابر با ۰/۰۴۷- است و چنان چه در هر فصل رشد اقتصادی کمتر یا مساوی این عدد باشد در وضعیت رکودی و اگر بزرگ‌تر از این عدد باشد در وضعیت رونق قرار خواهیم داشت. همچنین پارامتر شیب برابر با ۴۹/۷ است که عدد نسبتاً بزرگی است و سبب انتقال نسبتاً سریع از رژیمی به رژیم دیگر می‌شود. تعیین انحنای تابع انتقال حول نقطه‌ی آستانه‌ایی c نیاز به مشاهدات بسیار دارد. در حالتی که نمونه کوچک باشد، کمبود اطلاعات در انحراف استاندارد بزرگ $\hat{\gamma}$ خود را بروز می‌دهد. با این حال کوچک بودن آماره t در این حالت به معنی ضعیف بودن رابطه‌ی غیر خطی نیست (سی بر و ویلد[1]، ۱۹۸۸). در واقع معنی‌دار نبودن $\hat{\gamma}$ مشکلی مربوط به الگوریتم بهینه‌یابی عددی است و نه تفسیری. نمودار تابع انتقال نمایی با ویژگی‌های برآوردی ارائه شده در جدول (۶) در نمودار (۱) نشان داده شده است:



منبع: یافته‌های محقق

نمودار ۱: تابع انتقال نمایی

با استفاده از تابع انتقال یاد شده، نتایج تخمین رابطه (۶) در دو رژیم رکودی (رژیم خطی) و رژیم رونق (رژیم غیر خطی) در جدول (۷) نشان داده شده است:

[1]. Seber and Wild

جدول ۷: ضرایب برآوردی در رژیم‌های مختلف با الگوی رگرسیونی غیر خطی ESTAR

متغیر	ضریب برآوردی	انحراف استاندارد	آماره t	ارزش احتمال
رژیم رکودی				
C	-۰/۷۳۶۵۰۲	۰/۱۲۸۳۰۹	-۵/۷۴۰۰۴۷	۰/۰۰۰۰
TAX(-1)	-۲/۸۵۶۲۶۴	۱/۴۶۷۶۴۸	-۱/۹۴۶۱۵۱	۰/۰۵۴۴
GB(-1)	۸/۷۳۶۵۶۵	۱/۵۱۳۵۸۲	۵/۷۷۲۱۱۱	۰/۰۰۰۰
رژیم رونق				
C	۰/۶۹۹۱۹۹	۰/۱۲۳۴۸۸	۵/۶۶۲۰۹۱	۰/۰۰۰۰
TAX(-1)	۲/۹۱۰۳۱۳	۱/۵۱۵۹۹۱	۱/۹۱۹۷۴۲	۰/۰۵۷۷
GB(-1)	-۸/۴۰۸۱۴۸	۱/۵۸۳۰۹۷	-۵/۳۱۱۲۰۳	۰/۰۰۰۰
متغیرهای غیر آستانه‌ایی				
INV(-1)	۰/۰۲۳۸۵۲	۰/۰۹۷۳۲۲	۰/۲۴۵۰۸۶	۰/۸۰۶۹
INF(-1)	-۰/۰۰۰۳۷۹	۰/۰۰۰۷۸۴	-۰/۴۸۲۷۰۳	۰/۶۳۰۳
BP(-1)	-۰/۰۸۲۶۴۶	۰/۰۳۲۴۶۷	-۲/۵۴۵۵۶۱	۰/۰۱۲۴

R-squared	۰/۴۸۸۴۵۶	**Mean dependent var**	۰/۰۱۱۵۷۷
Adjusted R-squared	۰/۴۳۸۷۹۱	**S.D. dependent var**	۰/۰۴۸۲۲۳
S.E. of regression	۰/۰۴۵۵۰۲	**Akaike info criterion**	-۳/۲۵۰۶۰۱
Sum squared resid	۰/۲۱۳۲۵۶	**Schwarz criterion**	-۲/۹۸۶۵۸۲
Log likelihood	۱۹۶/۲۸۴۳	**Hannan-Quinn criter**	-۳/۱۴۳۴۵۰
F-statistic	۲/۳۹۱۸۶۲	**Durbin-Watson stat**	۲/۶۰۸۴۴۳
Prob(F-statistic)	۰/۰۱۳۵۵۰		

منبع: یافته‌های محقق

نتایج ارائه شده در جدول (۷) نشان می‌دهد که در رژیم رکودی اثر افزایش در مالیات‌ها در فصل قبل بر رشد اقتصادی فصل کنونی منفی و معنی‌دار است. همچنین در رژیم رکودی، افزایش در مقدار فصل قبل نسبت مخارج جاری دولت‌ها (با فرض ثبات سایر متغیرها از جمله تورم، سرمایه‌گذاری، تراز حساب جاری و مالیات‌های فصل قبل) سبب افزایش رشد اقتصادی فصل کنونی به میزان ۸/۷ درصد می‌شود. به عکس، در رژیم رونق افزایش یک درصد در نسبت مالیات‌های دوره قبل با فرض ثبات سایر متغیرهای الگو سبب افزایش رشد اقتصادی فصلی به میزان ۲/۹ درصد خواهد شد. با این حال افزایش نسبت مخارج جاری دوره‌ی قبل دولت در رژیم رونق با فرض ثبات سایر متغیرهای الگو سبب کاهش ۸/۴ درصدی رشد اقتصادی فصلی می‌شود که

می‌تواند به دلیل پدیده برون سپاری[1] (اثر ازدحام خارجی) جریان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و مخارج عمرانی بخش دولتی (از آن‌جا که GB نسبت به GDP محاسبه شده است) روی دهد. علاوه بر اثرات رژیمی گفته شده، افزایش در تراز حساب جاری در فصل کنونی سبب کاهش ۰/۰۸ درصدی رشد اقتصادی فصل آتی خواهد شد.

۷-۵- آزمون‌های کنترلی

۱-۷-۵- آزمون وجود اثرات غیر خطی باقیمانده

یکی از آزمون‌های مهم هنگام استفاده از مدل‌های غیر خطی آن است که آیا مدل غیر خطی مورد استفاده تمام ویژگی‌های غیر خطی در سری‌های زمانی تحت بررسی را در بر می‌گیرد یا خیر؟ در مدل ESTAR استفاده شده در این مطالعه رویکرد معمول بررسی فرضیه جایگزین در قالب وجود رژیم باقیمانده و محاسبه نشده است. در تحقیق حاضر از مدل دو رژیمی استفاده شده است و لذا آزمون بررسی اثرات غیر خطی باقیمانده شامل این فرضیه است که مدل با سه رژیم مناسب است. ایتهایم و ترس‌ویرتا[2] (۱۹۹۶) یک نوع آماره آزمون LM را برای آزمون مدل STR دو رژیمی در مقابل مدل سه رژیمی ارائه کرده‌اند. بر اساس آزمون آن‌ها رابطه (۶) را باید به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$
\begin{aligned}
gr_t &= \left(\phi_0 + \phi_1 TAX_{t-1} + \phi_2 GB_{t-1}\right)\left(\exp\left(-\gamma_1\left(GR_{t-1} - c_1\right)\right)\right) \\
&+ \left(\alpha_0 + \alpha_1 TAX_{t-1} + \alpha_2 GB_{t-1}\right) \times \left(1 - \exp\left(-\gamma_1\left(GR_{t-1} - c_1\right)\right)\right) \\
&+ \begin{pmatrix} \left(\alpha'_0 - \alpha_0\right) + \left(\alpha'_1 - \alpha_1\right) TAX_{t-1} \\ + \left(\alpha'_2 - \alpha_2\right) GB_{t-1} \end{pmatrix}\left(1 - \exp\left(-\gamma_2\left(GR_{t-1} - c_2\right)\right)\right) \\
&+ \theta_1 INV_{t-1} + \theta_2 INF_{t-1} + \theta_3 BP_{t-1} + \varepsilon_t
\end{aligned}
\qquad (۷)
$$

در رابطه‌ی فوق فرض می‌شود که $c_2 > c_1$. اکنون فرضیه صفر آزمون فرضیه وجود اثرات غیر خطی باقیمانده عبارت خواهد بود از $H_0 : \gamma_2 = 0$. برای آزمون این فرضیه از جایگذاری بسط

[1]. Crowding Out of Investment Spending
[2]. Eitrheim and Terasvirta (1996)

تیلور تابع انتقال دوم حول نقطه $\gamma_2 = 0$ استفاده می‌شود. پس از این جایگذاری از آزمون دنباله‌ایی ترس‌ویرتا استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۸) نشان داده شده است:

جدول ۸: آزمون وجود اثرات غیر خطی باقیمانده مدل ESTAR تصریح شده در رابطه (۶) و (۷)

Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	**F-statistic**	**d.f.**	**p-value**
H3:b3=0	۰/۳۲۹۹۲۰	(۳, ۹۵)	۰/۸۰۳۷
H2:b2=0 | b3=0	۰/۴۶۵۶۷۱	(۳, ۹۸)	۰/۷۰۶۹
H1:b1=0 | b2=b3=0	۳/۰۳۵۷۷۶	(۳, ۱۰۱)	۰/۰۳۲۶

منبع: یافته‌های محقق

نتایج آزمون فوق در تمام فرضیه‌ها حاکی از عدم رد فرضیه صفر است و لذا رابطه (۶) اثرات غیر خطی را به نحو مناسبی در بر گرفته است و نیاز به معرفی رژیم اضافی در رابطه (۶) نیست.

۲-۷-۵- آزمون پایداری پارامتر مدل غیر خطی

یک مدل جالب از مدل STR، تصریح ضریب متغیر با زمان است که با انتخاب زمان بعنوان متغیرآستانه‌ای به دست می‌آید. این مدل در رگرسیونی که پارامترهایش در طول زمان به طور هموار تغییر می‌کند باعث بی‌ثباتی ساختاری می‌شود.

لاندبرگ و دیگران[1] (۲۰۰۰) با استفاده از روش آزمونی که در آزمون خطی بودن مطرح شد و بسط تیلور تابع انتقال با استفاده از متغیر آستانه زمان (t) برای ساختن فرضیه‌ی رقیب ناپایداری ضرایب، یک آزمون برای پایداری پارامتر را ساخته‌اند. نتایج آزمون پایداری پارامترها که در جدول (۹) ارائه شده است، نشان می‌دهد که فرضیه با ثباتی ضرایب رد نمی‌شود.

جدول ۹: آزمون ثبات پارامتر ESTAR تصریح شده در رابطه (۶)

Parameter Constancy Tests			
Null Hypothesis	**F-statistic**	**d.f.**	**p-value**
H04:b1=b2=b3=b4=0	۱/۱۳۹۸۴۸	(۲۴, ۸۰)	۰/۳۲۳۰
H03:b1=b2=b3=0	۱/۴۲۸۵۳۲	(۱۸, ۸۶)	۰/۱۳۹۱
H02:b1=b2=0	۱/۲۱۸۸۴۶	(۱۲, ۹۲)	۰/۲۸۲۴
H01:b1=0	۰/۲۶۵۶۸۹	(۶, ۹۸)	۰/۹۵۱۶

منبع: یافته‌های محقق

[1]. Lundbergh et al

به دلیل آن‌که با استفاده از فیلتر HAC رابطه (۶) برآورد شده است و به دلیل آن‌که این فیلتر تخمین نیرومندی از ماتریس واریانس-کواریانس رابطه (۶) ارائه می‌دهد، نیازی به انجام آزمون خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس نیست چرا که خاصیت این فیلتر زدودن این اثرات در صورت وجود است. بنابراین، تصریح مدل در رابطه (۶) به درستی انجام گرفته است و نتایج از لحاظ آماری معتبر می‌باشند.

۸- خلاصه و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر فعالیت‌های اقتصادی در طول فازهای مختلف ادوار تجاری با استفاده از الگوهای غیر خطی در بازه زمانی ۱۳۹۵:۴- ۱۳۶۷:۲ طراحی شده است. سؤالاتی نظیر این‌که سیاست‌های مالی انبساطی چه تأثیری بر رشد اقتصادی دارند؟ آیا وضعیت دوره تجاری بر اثرات شوک‌های سیاست‌های مالی روی تولید ناخالص داخلی اهمیت دارد؟ و آیا آن‌ها در مراحل مختلف دوره تجاری متفاوتند؟ از جمله مسائل این پژوهش هستند. به ویژه این‌که آیا افزایش در مخارج یا کاهش مالیات دولتی بسته به وضعیت اقتصادی (بر حسب آستانه نرخ رشد و یا شکاف تولید) ممکن است به طور متفاوتی بر اقتصاد تأثیر بگذارد؟ ادبیات نظری زیادی به این نتیجه رسیده است که این چنین است و بسیاری از مطالعات تجربی مانند سلیمانی (۲۰۱۶)، من سینگر و همکاران (۲۰۱۷)، بیولسی (۲۰۱۷) و رامی و زبیری (۲۰۱۸)، این نوع مسأله را مورد بررسی قرار داده‌اند و به نتایج مشابهی دست یافته‌اند. در این مطالعه فرضیه غیر خطی بودن توسط آزمون آماری ارائه شده توسط لواکونن، سایکونن و ترس‌ویرتا (۱۹۸۸) که مدل‌های آستانه‌ای را بعنوان جایگزین مدل‌های خطی می‌گیرند، مورد بررسی قرار گرفت و با آزمون متغیر نرخ رشد تولید ناخالص ملی واقعی بعنوان متغیر آستانه مدل ESTAR انتخاب شده است. بر اساس نتایج مدل تحقیق، مقدار آستانه‌ایی رشد اقتصادی ۰/۰۴۷- برآورد شده است. به این معنی که در هر فصل، رشد اقتصادی کمتر یا مساوی این عدد، نشان‌دهنده وضعیت رکودی و بزرگتر از این عدد، بیانگر وضعیت رونق می‌باشد. همچنین پارامتر شیب برابر با ۴۹/۷ است که نشان دهنده انتقال نسبتاً سریع از رژیمی به رژیم دیگر می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که در رژیم رکودی اثر افزایش در نسبت مالیات‌ها در فصل قبل بر رشد اقتصادی فصل کنونی منفی (به میزان

۲/۸- درصد) و معنی‌دار است در حالی که این شواهد به نفع دیدگاهی است که زمانی که اقتصاد دارای ظرفیت اضافی است، اثربخشی هزینه‌های دولت به عنوان یک ابزار محرک مالی بیشتر است (به میزان ۸/۷ درصد). این نشان می‌دهد پاسخ‌های قوی مثبت تولید ناخالص ملی برای تغییرات مخارج دولتی در شرایط رکود اقتصادی همانند پژوهش باوم و کوستر (۲۰۱۱) و بیولسی (۲۰۱۷) تأیید شده است. این موضوع در رژیم رونق به طور معکوس روی می‌دهد که البته قابل توجیه است. لذا بر اساس این مدل، عدم تقارن اثرگذاری سیاست‌های مالی از نوع مخارج و مالیات‌ها پذیرفته شد و تأیید گردید که چنین عدم تقارن‌هایی وجود دارد که نادیده انگاشتن آن‌ها موجب تفسیر نادرستی از واقعیت خواهد شد. برای تأیید این اثر گذاری نیز آزمون‌هایی صورت گرفت تا از یک طرف بررسی شود اثرات غیر خطی را به نحو مناسبی در بر گرفته است و نیاز به معرفی رژیم اضافی نیست و از طرف دیگر وجود مدلی با تغییر پارامترها در طول زمان به طور هموار (که دلیلی بر عدم پایداری پارامترها می‌باشد)، بررسی و در نتیجه فرضیه با ثباتی ضرایب رد نمی‌شود.

بر طبق نتایج، برای سیاست‌گذاران منطقی خواهد بود که در دوره رکود اقتصادی، مصرف عمومی را افزایش دهند، زیرا اثرات فزاینده بزرگتر قابل ملاحظه‌ای به فعالیت اقتصادی منتقل می‌شود. در مقابل، افزایش در بخش مخارج دولتی طی یک دوره رونق، ناشی از اثرات ازدحام خارجی شدید تدریجی در بخش خصوصی می‌تواند غیر منطقی باشد، که در نتیجه رشد اقتصادی را به میزان کمتری تحریک می‌کند. بنابراین عدم توجه به رفتار مالی و وضعیت اقتصادی، اثرات فزاینده مالی گمراه کننده می‌شود که به نوبه خود منجر به پذیرش اقدامات مالی نامناسب می‌شود که حتی وضعیت اقتصادی کشور را بدتر می‌کند. بنابراین، یک سیاست مناسب مالی باید، از یک طرف، اقدامات محرک مالی را زمانی که اقتصاد در حال رکود است، اعمال کند، و از سوی دیگر، زمانی که فعالیت اقتصادی احیا و فعال شود، یک سیاست محرمانه مالی معتبر به اجرا درآید. با این حال، باید تأکید شود که این به دو فرضیه مربوط می‌شود:

اول، برای اجرای این اقدامات، موقعیت مالی کشور باید صحیح و پایدار باشد تا اقتصاد را بدون افزایش هزینه ریسک، که به نوبه خود پایداری امور مالی کشور را تضعیف می‌کند تحریک کند و رونق اقتصادی بلندمدت را فراهم کند. دوم، سیاست‌گذاران باید بتوانند اقدامات مالی مناسب را به سرعت انجام دهند تا بتوانند از تاثیرات فزاینده سیاست مالی بر فعالیت اقتصادی بهره ببرند.

ویژگی‌های خاص کشوری در ایران نشان‌دهنده اثربخشی سیاست مالی در تغییر شرایط اقتصادی با استفاده از محرک‌های مالی یا اقدامات ریاضت مالی است با این وجود، به جهت قرار گرفتن اقتصاد عمدتاً در زیر آستانه، فضا برای سیاست مالی جهت بالا بردن رشد اقتصادی وجود دارد.

منابع و مآخذ

۱. انتظار، الناز. و نجفی، مینا (۱۳۹۷). "تبیین آثار غیر خطی مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران در ادوار تجاری (رهیافت مدل چرخشی مارکوف با ضرایب متغیر)". فصلنامه مهندسی تصمیم **۲**(۷): ۱۱۵-۱۳۴.

۲. جعفری صمیمی، احمد. منتظری شورکچالی، جلال. و گردابی، احمد (۱۳۹۳). "تأثیر نامتقارن کسری بودجه بر رشد اقتصادی ایران: شواهدی از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)". فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی **۳**(۱۲): ۱۲۸-۱۱۱.

۳. خدایی، مهدی. جعفری، محمد. و فتاحی، شهرام (۱۳۹۷). "بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران: مدل‌های حالت-فضا". فصلنامه علمی-پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **۸**(۳۱): ۹۴-۸۱.

۴. صمدی، علی حسین. و اوجی مهر، سکینه (۱۳۹۱). "بررسی عوامل مؤثر بر رفتار موافق ادواری سیاست مالی با تأکید بر تلاطم قیمت نفت: مطالعه موردی ایران (۱۳۵۳- ۱۳۸۶)". دو فصلنامه علمی- پژوهشی جستارهای اقتصادی ایران **۹**(۱۸): ۵۷-۲۹.

۵. غلامی، الهام. و هژبر کیانی، کامبیز (۱۳۹۵). "بررسی کارایی سیاستهای مالی انبساطی در ایران: مقایسه تطبیقی الگوی VAR خطی و آستانه‌ای". فصلنامه اقتصاد مالی **۱۰**(۳۵): ۲۵-۱.

۶. گرجی بندپی، ابراهیم. و انواری رستم‌کلائی، فرزانه (۱۳۹۷). "نقش بانک مرکزی در ایجاد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران". دو فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد پولی- مالی **۲۵**(۱۵): ۳۲-۱.

۷. محمودی، عبدالله. امینی، مصلح. ملأ بهرامی، احمد. و کلانتری، عباس (۱۳۹۳). "مدل‌سازی غیر خطی تأثیر مخارج دولت و منابع تأمین مالی آن بر رشد اقتصادی: رهیافت رگرسیونی انتقال ملایم". فصلنامه علمی- پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه **۱۹**(۴): ۱۰۷- ۸۷.

۸. هوشمند، محمود. فلاحی، محمد علی. و توکلی قوچانی، سپیده (۱۳۸۷). "تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هادریک- پرسکات". دانش و توسعه **۱۵**(۲۲): ۵۵-۲۹.

9. Abdenour, R. and Tounsi, S. (2015). "Non-Linear Effects of Fiscal Policy on Economic Growth: Moroccan Case". MPRA Paper 69830, University Library of Munich, Germany, revised 2016, Munich Personal RePEc Archive(MPRA).

10. Adam, C. and Bevan, D. (2005). "Fiscal Deficits and Growth in Developing Countries". Journal of Public Economics **89**(4): 571-597.
11. Athanasenas, A. Katrakilidis, C. and Trachanas, E. (2014). "Government Spending and Revenues in the Greek Economy: Evidence from Nonlinear Cointegration". Empirica **41**: 365-376.
12. Baldini, A. (2005). "Fiscal Policy and Business Cycles in an Oil-Producing Economy: the Case of Venezuela". (5-237) of IMF Working Papers
13. Baum, A. and Koester, G. B. (2011). "The Impact Of Fiscal Policy On Economic Activity Over The Business Cycle – Evidence From A Threshold VAR Analysis". Deutsche Bundesbank, Research Centre Series, Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 03/2011
14. Biolsi, C. (2017). "Nonlinear Effects of Fiscal Policy over the Business Cycle". Journal of Economic Dynamics & Control **78**: 54-87.
15. Breitung, J. (2002). "Nonparametric Tests for Unit Roots and Cointegration". Journal of Econometrics **108**: 343-364.
16. Çatık, Nazif, A. Gök, Barış & Akseki, Utku (2015). "A Nonlinear Investigation of the Twin Deficits Hypothesis over the Business Cycle: Evidence from Turkey". Economic Systems Elsevier **39**(1): 181-196.
17. Chibi, A. Benbouziane, M. and Chekouri, S. M. (2015). "Assessing Fiscal Sustainability in Algeria:A Nonlinear Approach". Economic Research Forum Working Papers **962**.
18. Drazen, A. (1991). "Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? ". Comment in Blanchard O.J. and S. Fischer (eds.): NBER Macroeconomics Annual, MIT Press: Cambridge, MA., 1991.
19. Eitrheim, Ø. and Teräsvirta, T. (1996). "Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models". Journal of Econometrics **74**: 59-75.
20. Escribano, Á. and Jordá, O. (1999). "Improved Testing and Specification of Smooth Transition Regression Models, in Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data". (Rothman, P., ed), Klewer: Boston. 289–319.
21. Hansen, B. E. (1996). "Inference when a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis". Econometrica **64**: 413-430.
22. Hondroyiannis, G. and Papaoikonomou, D. (2015). "When does it Pay to Tax? Evidence from State- Dependent Fiscal Multipliers in the Euro Area". Journal of Economicmodelling **48**: 116-128.

23. Iqbal, N. ud Din, M. and Ghani, E. (2017). "The Fiscal Deficit and Economic Growth in Pakistan: New Evidence". The Lahore Journal of Economics **22**: 53-72.
24. Koop, G. & Korobilis, D. (2011). "Forecasting Inflation using Dynamic Model Averaging". Manuscript availableat http: //personal. strath. ac. uk/gary.koop.
25. Lundbergh, S. Terasvirta, T. and Dijk, D. (2000). "Time Varying Smooth Transition Autoregressive Models". Working papers in Economics and Finance No. 376, Stockholm School of Economics.
26. Luukkonen, R. Saikkonen, P. and Teräsvirta, T. (1988). "Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models". Biometrika **75**: 491-499.
27. Mencinger, J. Aristovnik, A. and Verbič, M. (2017). "Asymmetric Effects of Fiscal Policy in EU and OECD Countries," Economic Modelling Elsevier **61** :448-461.
28. Minea, A. and Villieu, P. (2012). "Persistent Deficit, Growth, and Indeterminacy". Macroeconomic Dynamics **16**(S2): 267-283.
29. Morita,H. (2015). "State-dependent Effects of Fiscal Policy in Japan: Do Rule-of-thumb Households Increase the Effects of Fiscal Policy?". Journal of Macroeconomics **43**(C): 49-61.
30. Onwioduokit, E. A. (2014). "Fiscal Deficit and Economic Growth in the Gambia: A Search for Threshold". Developing Country Studies **4**(19): 162-181.
31. Phuc Canh, N. (2018). "The Effectiveness of Fiscal Policy: Contributions from Institutions and External Debts". Journal of Asian Business and Economic Studies **25**(1): 50-66.
32. Quandt, R. (1983). *Computational Problems and Methods*, in Z. Griliches and M.D. Intriligator(eds.). Handbook of Econometrics I, Amsterdam: Elsevier Science, pp. 699-746.
33. Ramey, V.A. and Zubairy, S. (2018). "Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from U.S. Historical Data". Journal of Political Economic University of Chicago Press **126**(2): 850-901.
34. Seber, G. A. F. and Wild, C. J. (1988). *Nonlinear Regression*, New York, John Wiley and Sons, Jan 1988, 768 p.
35. Slimani, S. (2016). "Threshold Effects of Fiscal Policy on Economic Activity in Developing Countries". International Journal of Business and Social Research (IJBSR) **6**(3): 20-37.
36. Tanimoune, N.A. Combes, J.L. and Plane, P. (2008). "La politique budgétaire et ses effets de seuil sur l'activité en Union Economique

et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)". Economie et Prévision (ISSN: 0249-4744, ESSN: 1777-5795) **186**(5): 145-162.

37. Teräsvirta, T. (1994). "Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models". Journal of the American Statistical Association **89**: 208-218.

A study of the nonlinear effects of fiscal policies on economic activities during business cycles through the Smooth Transition Auto Regressive (ESTAR) approach[1]

Seyed Ali Reza Alavi Bajgani[2]
Kambiz Peykarjo[3*]
Kambiz Hojaber Kiani[4]
Taghi Torabi[5]

Received: 12-09-2019 Accepted: 201-01-2020

Abstract

Nowadays, the role of government interference in the economy is accepted in various economic theories. Governments can adopt monetary and financial policies to influence economic fluctuation and growth.. The extent of this role depends on the structure of the economy and the economic institutions of the society. In many macroeconomic texts and business cycles, fiscal policy has been introduced as part of the process of economic stabilization. The automatic changes in government revenues and expenditures help to respond to production fluctuations to pave the way through the multiplying factor of traditional demand. In this regard, this research seeks to investigate the effect of government financial policies on economic activities in the Iranian economy through different phases of a business cycle using nonlinear patterns in the period of 1988-2016. Also, financial policies and production, the relationship between the two in different economic situations, and the business cycle of recession and prosperity are analyzed. In this regard, using the threshold regression model, the effect of financial policies is studied using the introduced variables, the corresponding tests were performed, and the ESTAR model is selected. Based on this model, the asymmetry of the impact of financial policies on expenditure and taxes is accepted. The findings of this study have important implications for combining optimal financial policies throughout the various stages of a business cycle.

Keywords: Fiscal policy, Mild transfer regression, Smooth Transition Auto Regressive model, Economic activity.
JEL classification: E62, C32, E32.

---

[1]- Article extracted from the doctoral thesis Seyed Ali Reza Alavi Bajgani guidance Dr. Kambiz Pikarjo of economics at the College of Administration and Economics, Science and Research Branch of Islamic Azad University, Tehran, Iran.

[2]- PhD graduate in economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran
[3]- Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran
Email: k.peykarjou@srbiau.ac.ir
[4]- Professor of Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran
[5]- Associate Professor of Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran