دانشگاه یزد

نشریه علمی-پژوهشی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال نهم- شماره هفدهم- بهار و تابستان ۱۳۹۶

شاپا: ۲۰۰۸-۰۱۳۱

بررسی اثر سیاست‌گذاری‌های اقتصادی بر هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران... ۱
میترا ژاله رجبی، رضا مقدسی، محمدرضا اسلامی

سنجش اثرات درآمدی پرداخت یارانه نقدی رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی... ۲۹
فاطمه بزازان، نرگس برزگر

بررسی اثرات سیاست مالی دولت بر عملکرد بازار دارائی در اقتصاد ایران... ۵۱
سید فخرالدین فخرحسینی

تعیین مقادیر بهینه ابزارهای سیاست مالی با استفاده از رهیافت تئوری کنترل بهینه پویا ۸۱
هادی غفاری، محمد حسین پورکاظمی، فرهاد خداداد کاشی، علی یونسی

ارزیابی تأثیر ریسک سیاسی و ریسک بازرگانی بر صادرات غیر نفتی ایران به عمده‌ترین... ۱۱۹
احمد گوگردچیان، زهره میرجابری

تأثیر ساختار کسری بودجه بر نقدینگی در اقتصاد ایران: رویکرد تابع واکنش بانک مرکزی ۱۴۵
مهدی حاج امینی، محمدعلی فلاحی، محمدطاهر احمدی شادمهری، علی‌اکبر ناجی میدانی

بررسی اثرات حذف یارانه نان بر تقاضای گروه‌های کم‌درآمد و با درآمد بالا در مناطق... ۱۷۳
حسن فرازمند، سیده مهشید ناطقی شاه رکنی

تأثیر انتخاب فروض مختلف تکنولوژی در محاسبه‌ی جداول متقارن داده- ستانده... ۲۰۳
پریسا مهاجری، زهرا ذبیحی، علی اصغر بانوئی، الهام تبریزی

کاربرد نظریه اقتصاد ساختاری جدید در توسعه اقتصادی ایران در قالب چارچوب... ۲۳۳
سعید دهقان خاوری، سید حسین میرجلیلی، فرشاد مومنی

بررسی تعامل بین مصرف و انتشار گاز گلخانه‌ای با استفاده از کالیبراسیون... ۲۶۹
زهرا نصراللهی، فائزه سعیدی

نشریه علمی- پژوهشی سیاست گذاری اقتصادی

ISSN : 2008 - 0131

سال نهم - شماره هفدهم - بهار و تابستان ۱۳۹۶

Yazd University

The Journal of

Economic Policy

Vol.9 No.17 Spring & Summer 2017 ISSN : 2008 - 0131

The Effect of Economic Policies on Iran's Bilateral Trade Costs: A Comparison of Developed and Developing Countries 7
Mitra Jalerajabi, MohammadReza Eslami, Reza Moghaddasi

Studying the Income Effects of Cash Subsidy Payment by a Social Accounting Matrix and the Fixed Price Multiplier Approach 8
Fatemeh Bazzazan, Narges Barezega

A Review of the Effects of the Government's Fiscal Policies on the Asset... 9
Seyed Fakhredin Fakhrehosseini

Determining the Optimal Tax Rate Using a Dynamic Approach to the Optimal Control Theory 10
Hadi Ghaffari, Mohammad Hossein PorKazemi, Farhad Khodadad Kashi, Ali Younesi

Evaluation of the Effects of Political and Commercial Risks on Iran's... 11
Ahmad Googerdchian, Zohreh Mirjaberi

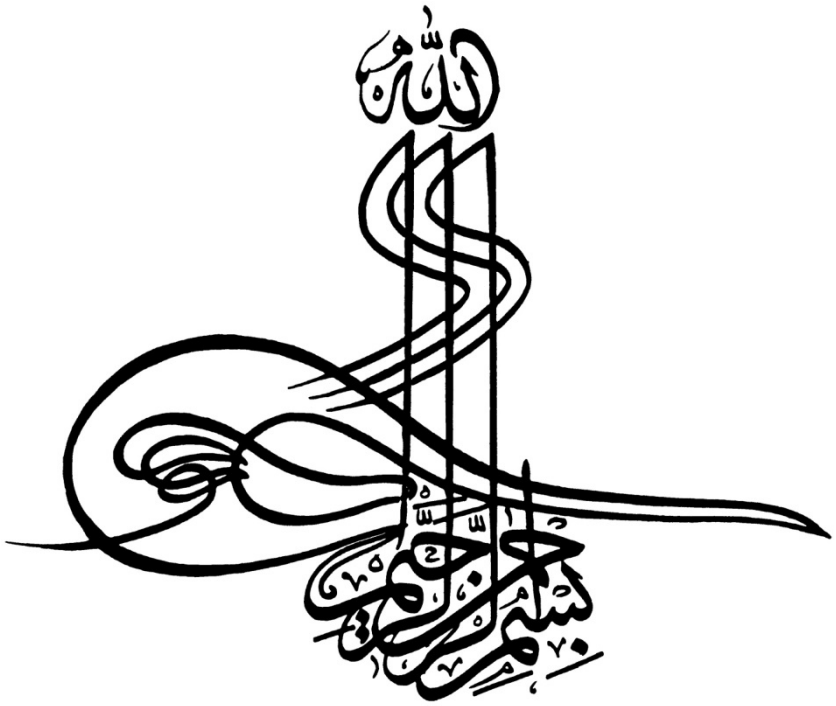
The Effects of Budget Deficits Structure on Liquidity in Iran's Economy: A Central Bank Reaction Function Approach 12
Mehdi Hajamini, MohammadAli Falahi, MohammadTaher Ahmadai Shadmehri, AliAkbar Naji Meidani

A Study of the Effects of Eliminating Bread Subsidies on the Demand of Low-income and High-income Segments in Iranian Urban Areas 13
Hassan Farazmand, Sayede Mahshid Nateghi Shahrokni

The Effects of Different Technology Assumptions in the Calculation of Symmetric IOTs on the Bias of Random Production Multipliers 14
Parisa Mohajeri, Zahra Zabihi, Ali Asghar Banouei, Elham Tabrizi

Application of the New Structural Economics to Iranian Eoconmic... 15
Saeed Dehghan Khavari, Seyed Hossein Mirjalili, Farshad Momeni

Examining the Interaction between Consumption and Greenhouse Gas Emissions Using a Calibrated Dynamic Optimization Model 16
Zahra Nasrollahi, Faeze Saeidi


الله
بسم الله الرحمن الرحيم

نشریه علمی- پژوهشی 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 علی‌اصغر بانویی (استاد دانشگاه علامه طباطبایی)، دکتر مصیب پهلوانی (دانشیار دانشگاه سیستان و بلوچستان)، دکتر امیرمحمد حاج یوسفی (دانشیار دانشگاه شهید بهشتی)، دکتر حسن حسینی نسب (استاد دانشگاه یزد)، دکتر منصور زراء نژاد (دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز)، دکتر سید نظام الدین مکیان (دانشیار دانشگاه یزد)، دکتر میثم موسایی (استاد دانشگاه تهران)، دکتر کاظم یاوری (دانشیار دانشگاه تربیت مدرس).

اسامی داوران این شماره (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر عباسعلی ابونوری (عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی)، دکتر حجت ایزدخواستی (عضو هیأت علمی دانشگاه شهید بهشتی)، دکتر علی اصغر بانویی (عضو هیأت علمی دانشگاه علامه طباطبائی)، دکتر فاطمه بزازان (عضو هیأت علمی دانشگاه الزهرا)، دکتر رمضان حسین زاده (عضو هیأت علمی دانشگاه سیستان و بلوچستان)، دکتر علی سوری (عضو هیأت علمی دانشگاه تهرآن)، دکتر مهشید شاهچرا (عضو هیأت علمی پژوهشکده پولی و بانکی)، دکتر نورالدین شریفی (عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران)، دکتر کیومرث شهبازی (عضو هیأت علمی دانشگاه ارومیه)، دکتر لطفعلی عاقلی (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر عزت اله عباسیان (عضو هیأت علمی دانشگاه بوعلی سینا)، دکتر احمد گوگردچیان (عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان)، دکتر امیرحسین مزینی (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر محسن مهرآرا (عضو هیأت علمی دانشگاه تهران)، دکتر زهرا نصراللهی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر جواد هراتی (عضو هیأت علمی دانشگاه بجنورد)، دکتر مسعود همایونی‌فر (عضو هیأت علمی دانشگاه فردوسی مشهد)، دکتر کاظم یاوری (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس).

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 روش APA 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 اثر سیاست‌گذاری‌های اقتصادی بر هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران (مقایسه تجارت کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه) **۱**

میترا ژاله رجبی، رضا مقدسی، محمدرضا اسلامی

سنجش اثرات درآمدی پرداخت یارانه نقدی رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی: ضریب فزاینده به قیمت ثابت **۲۹**

فاطمه بزازان، نرگس برزگر

بررسی اثرات سیاست مالی دولت بر عملکرد بازار دارائی در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی تعادل چندگانه در مدل جستجوی نیروی کار **۵۱**

سید فخرالدین فخرحسینی

تعیین مقادیر بهینه ابزارهای سیاست مالی با استفاده از رهیافت تئوری کنترل بهینه پویا **۸۱**

هادی غفاری، محمد حسین پورکاظمی، فرهاد خداداد کاشی، علی یونسی

ارزیابی تأثیر ریسک سیاسی و ریسک بازرگانی بر صادرات غیر نفتی ایران به عمده‌ترین کشورهای هدف صادرات (با تأکید بر بیمه اعتبار صادراتی) **۱۱۹**

احمد گوگردچیان، زهره میرجابری

تأثیر ساختار کسری بودجه بر نقدینگی در اقتصاد ایران: رویکرد تابع واکنش بانک مرکزی **۱۴۵**

مهدی حاج امینی، محمدعلی فلاحی، محمدطاهر احمدی شادمهری، علی‌اکبر ناجی میدانی

بررسی اثرات حذف یارانه نان بر تقاضای گروه‌های کم‌درآمد و با درآمد بالا در مناطق شهری ایران **۱۷۳**

حسن فرازمند، سیده مهشید ناطقی شاه رکنی

تأثیر انتخاب فروض مختلف تکنولوژی در محاسبه‌ی جداول متقارن داده- ستانده بر اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید **۲۰۳**

پریسا مهاجری، زهرا ذبیحی، علی اصغر بانوئی، الهام تبریزی

کاربرد نظریه اقتصاد ساختاری جدید در توسعه اقتصادی ایران در قالب چارچوب GIF جهت تعیین بخش‌های پیشران **۲۳۳**

سعید دهقان خاوری، سید حسین میرجلیلی، فرشاد مومنی

بررسی تعامل بین مصرف و انتشار گاز گلخانه‌ای با استفاده از کالیبراسیون یک الگوی بهینه‌یابی پویا **۲۶۹**

زهرا نصراللهی، فائزه سعیدی

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هفدهم، بهار و تابستان ۱۳۹۶

بررسی اثر سیاست‌گذاری‌های اقتصادی بر هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران (مقایسه تجارت کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه)

میترا ژاله رجبی[1*]
رضا مقدسی[2]
محمدرضا اسلامی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۶/۰۹

چکیده

مطالعه حاضر با توجه به التزام مدیریت تجارت، به اندازه‌گیری هزینه‌های تجارت دو جانبه و شناسایی عوامل موثر بر آن در تجارت دو جانبه ایران و شرکای عمده در دو گروه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه پرداخته است. بر اساس نتایج به دست آمده میانگین موزون هزینه‌های تجارت دو جانبه ایران و شرکای عمده توسعه‌یافته و در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۵ به ترتیب با کاهش ۱ و ۳۰ درصدی مواجه بوده است. در این میان هزینه‌های تجارت با ترکیه و چین از گروه کشورهای در حال توسعه و ژاپن و اسپانیا از گروه کشورهای توسعه‌یافته کمترین سطح هزینه‌ها را داشته‌اند. بر اساس نتایج رگرسیون برآورد شده، هزینه‌های تجارت دو جانبه در هر دو گروه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه با متغیرهای فاصله، نرخ تعرفه‌های دو جانبه و هزینه‌های تجارت متناظر در دوره قبل رابطه مستقیم و با همجواری و جزیره بودن رابطه عکس دارد. در پایان بر اساس نتایج به دست آمده پیشنهاد می‌شود در تنظیم روابط تجاری به عامل هزینه‌های تجارت توجه خاص مبذول گردد.

واژگان کلیدی: هزینه‌های تجارت دو جانبه، جاذبه، داده‌های ترکیبی، ایران.

Keywords: Bilateral Trade Costs, Gravity, Panel Data, Iran.
JEL Classification: C02, C23, F13.

[1]. دکتری گروه اقتصاد کشاورزی مدرس موسسه آموزش عالی روزبه
(*- نویسنده مسئول: Email: Mitra_jalerajabi@yahoo.com)
[2]. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی،تهران، ایران
[3]. استادیار اقتصاد کشاورزی و رئیس دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.17.1

۱- مقدمه

رشد تجارت جهانی در شرایط نوین از مسائل عمده شکل گیری نظم جدید جهانی است و روند صعودی ارزش صادرات و واردات جهان طی چند دهه اخیر مؤید این واقعیت است. در جدول ۱ میانگین ارزش صادرات و واردات کل در جهان (برحسب میلیارد دلار) و نرخ رشد آن‌ها طی دوره‌های ده ساله نشان داده شده است.

بر اساس اطلاعات این جدول، ارزش صادرات و واردات در کل جهان در مدت ۵۰ سال طی روندی صعودی بترتیب از میانگین ۲۰۴/۵ و ۲۰۹/۸ میلیارد دلار در دوره ۱۹۷۰-۱۹۶۱ به ۱۰۹۳۱/۳ و ۱۱۱۳۴/۷ میلیارد دلار در دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۱ رسیده است.

جدول ۱: میانگین ارزش صادرات و واردات کل کالاهای تجاری در جهان (میلیارد دلار) طی سال‌هایی ۲۰۱۰-۱۹۶۱[1]

دوره	میانگین ارزش صادرات	رشد	میانگین ارزش واردات	رشد
۱۹۷۰-۱۹۶۱	۲۰۴/۵	-	۲۰۹/۸	-
۱۹۸۰-۱۹۷۱	۱۰۱۸/۳	٪۳۹۷	۱۰۲۵/۵	٪۳۸۸
۱۹۹۰-۱۹۸۱	۲۳۶۶/۶	٪۱۳۲	۲۴۲۵/۶	٪۱۳۶
۲۰۰۰-۱۹۹۱	۴۸۸۰/۹	٪۱۰۶	۴۹۵۱/۳	٪۱۰۴
۲۰۱۰-۲۰۰۱	۱۰۹۳۱/۳	٪۱۲۴	۱۱۱۳۴/۷	٪۱۲۵

مأخذ: سازمان خواروبار کشاورزی ملل متحد (FAO)

ایران نیز علیرغم ویژگی‌های خاص و تجربه وقایع تاریخی نظیر انقلاب اسلامی، ۸ سال جنگ تحمیلی و تحریم‌های گوناگون در مسیر جهانی شدن روند صعودی صادرات و واردات را تجربه نموده است. جدول ۲ ارزش و نرخ رشد صادرات و واردات ایران را طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۶۱ نشان می‌دهد، بر اساس این جدول میانگین ارزش صادرات از ۱۵۱۷ میلیون دلار در دوره ۱۹۷۰-۱۹۶۱ به ۶۴۸۵۶ میلیون دلار در دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۱ رسیده است. نرخ رشد ارزش صادرات در دوره ۱۹۸۰-۱۹۷۰ (دهه ۵۰ شمسی) به دلیل افزایش قیمت‌های جهانی نفت افزایش قابل توجهی را تجربه نموده است. دوره ۱۹۹۰-۱۹۸۰ (دهه ۶۰) با توجه به وقوع جنگ تحمیلی و اعمال تحریم‌های نفتی علیه ایران ارزش صادرات به طور میانگین با کاهش ۱۰ درصدی مواجه بوده و بعد از این دوره و با گسترش سیاست‌های حمایت صادرات غیر نفتی، افزایش قیمت‌های نفتی روند افزایشی ارزش صادرات ایران را شاهد بوده‌ایم.

[1]. به دلیل محدودیت اطلاعات، بازه زمانی به دوره ذکر شده محدود شده است.

جدول ۲: میانگین ارزش صادرات و واردات ایران (میلیون دلار) طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۶۱

دوره زمانی	میانگین ارزش صادرات	رشد	میانگین ارزش واردات	رشد
۱۹۶۱-۱۹۷۰	۱۵۱۷	-	۹۹۵	-
۱۹۷۱-۱۹۸۰	۱۶۰۳۲	٪۹۵۶	۸۴۹۹	٪۷۵۴
۱۹۸۱-۱۹۹۰	۱۴۲۷۰	-٪۱۰	۱۳۱۳۱	٪۵۴
۱۹۹۱-۲۰۰۰	۱۹۷۷۸	٪۳۸	۱۶۶۲۵	٪۲۶
۲۰۰۱-۲۰۱۰	۶۴۸۵۶	٪۲۲۷	۴۱۶۰۸	٪۱۵۰

مأخذ: سازمان خواروبار کشاورزی ملل متحد (FAO)

ارزش واردات با توجه به وابستگی ایران به واردات گروه کالاهای مختلف سرمایه‌ای، واسطه و مصرفی روندی صعودی داشته و از ۹۹۵ میلیون دلار در دوره ۱۹۷۰-۱۹۶۱ به ۴۱۶۰۸ میلیون دلار در دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۱ رسیده است. با توجه به وابستگی بالای درآمد ارزی و صادراتی به نفت، در دوره کاهش قیمت نفت، میزان عایدات ارزی کاهش یافته و به عنوان محدودیتی برای واردات محسوب می‌شود و بدیهی است با بروز مازاد درآمدهای نفتی این محدودیت‌ها از بین رفته و واردات نیز افزایش می‌یابد. از این رو در دوره‌های ۱۹۸۰-۱۹۷۱ (دهه ۵۰ شمسی) و ۲۰۱۰-۲۰۰۱ (دهه ۸۰ شمسی) و افزایش قیمت‌های جهانی نفت، ارزش واردات ایران از رشد چشمگیری برخوردار بوده است.

با گسترش تجارت جهانی، جهانی شدن و یکپارچگی جهانی با اهداف ارتقای سطح زندگی، تأمین اشتغال کامل در کشورهای عضو سازمان تجارت جهانی، توسعه تولید و تجارت، بهره‌برداری بهینه از منابع جهانی همسو با توسعه پایدار، حفظ محیط زیست و افزایش سهم کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه‌یافته از رشد تجارت بین‌المللی، موضوع روز ادبیات سیاسی، تجاری و فرهنگی در جهان شده است. جهانی شدن حرکتی دامنه دار و پویا است که همه جنبه‌های اقتصادی را در برگرفته و یا در حال تأثیرگذاری بر آن‌ها می‌باشد. مساله جهانی شدن به فرآیندی اشاره دارد که طی آن مرزها رفته رفته ناپدید می‌شوند و همزمان مبادلات بین‌المللی افزایش می‌یابد (شکیبایی و بطا، ۱۳۸۸). با گشوده شدن مرزها، هر ملتی آنچه از منابع طبیعی، مصنوعات، تکنولوژی و علوم و فنون در اختیار دارد به جهانیان عرضه می‌نماید و با دسترسی همگان به تمامی امکانات تولیدی و طبیعی، رفاه جوامع بشری افزایش می‌یابد. به وضوح قابل تشخیص است که در چنین فضای رقابتی ایجاد شده در سطح جهان و بهره‌مندی از

این مزایا، اقتصادهای غیر رقابتی مانند ایران با تجارت تک محصولی و وابستگی شدید به درآمدهای نفتی و واردات زیاد، با مشکلات اساسی روبرو شده‌اند.

در این بین گسترش و رونق تجارت جهانی و موفقیت در فرآیند جهانی شدن، به عنوان هدف کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه‌ای چون ایران بدون توجه به هزینه‌های مترتب بر تجارت بین‌المللی ممکن نخواهد بود. به بیان دیگر یکی از دلایل افزایش رشد تجارت تجربه شده در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه و یکی از مهمترین راهکارهای موفقیت و رقابت در عرصه‌های جهانی در اقتصادهای در حال توسعه و بسته را می‌توان بی تردید به کاهش هزینه‌های تجارت بین‌الملل نظیر کاهش هزینه‌های حمل و نقل و کاهش تعرفه‌ها نسبت داد. بر اساس تعریفی از اندرسون و وان وینکوپ[1] (۲۰۰۴) هزینه‌های تجارت شامل موانع سیاسی (تعرفه‌ای و غیر تعرفه‌ای)، هزینه‌های حمل ونقل (هزینه‌های حمل و نقل و زمان)، هزینه‌های ارتباطات و اطلاعات، هزینه‌های اجرایی، هزینه‌های ارز، حقوقی، نظارتی و هزینه‌های توزیع محلی است. بر این اساس یکی از مهمترین عناصر در شکل‌گیری هزینه‌های تجارت بین‌الملل و در نتیجه از مهمترین عناصر مدیریت تجارت بین‌الملل، سیاست‌گذاری‌های اقتصادی کشورهاست.

بدین ترتیب مطالعه حاضر در راستای بررسی سیاست‌گذاری‌های اقتصادی ایران به دنبال اندازه‌گیری هزینه‌های تجارت دو جانبه و بررسی عوامل موثر بر آن در تجارت با گروه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه است. بر این اساس سازمان‌دهی مطالعه به گونه‌ای است که در بخش دوم مروری بر مطالعات انجام شده در خصوص هزینه‌های تجارت و تجارت و در بخش سوم معیار هزینه تجارت معرفی می‌شود. در بخش چهارم، نتایج اندازه‌گیری هزینه‌های تجارت ایران با گروه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه و بررسی عوامل موثر بر آن ارائه خواهد شد و بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات و راهکارهای کاربردی می‌پردازد.

۲- مروری بر مطالعات انجام شده

بر اساس بررسی‌های صورت گرفته، وو و مونیسامی[2] (۲۰۱۱) به اندازه‌گیری هزینه‌های تجارت محصولات صنایع غذایی نواحی مهم آمریکا با کشورهای دیگر پرداختند. ایشان در مطالعه خود هزینه‌های تجارت را به کلیه عوامل محدودکننده مبادله کالاها و خدمات میان کشورها نظیر موانع

1. Anderson and Van Wincoop (2004)
2. Wu and Munisamy (2011)

ساختاری، جغرافیایی و سیاسی نسبت داده و به این منظور معادله جاذبه ارائه شده توسط اندرسون و وان وینکوپ (۲۰۰۴) را به سطح منطقه‌ای بسط داده‌اند. در چارچوب ارائه شده نه تنها تغییرات زمانی تجارت میان کشورها قابل اندازه‌گیری است، بلکه شرایط بررسی بیشتر منابع مهم دیگر هزینه‌های تجارت نظیر عوامل سیاسی، ساختاری و جغرافیایی نیز فراهم می‌شود. نتایج به‌دست آمده برای ۱۴۲۶ جفت منطقه و کشور طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۸ حاکی از آن است که هزینه‌های تجارت تغییرات زمانی و منطقه‌ای داشته است. بر اساس نتایج به دست آمده هزینه‌های تجاری دوجانبه موزون میان آمریکا و کانادا کمترین مقدار هزینه تجارت میان مهم‌ترین شرکا بوده است و بیشترین کاهش هزینه‌های تجارت دوجانبه میان آمریکا و کانادا و میان آمریکا و مکزیک مشاهده شده است. میرودوت و همکاران[1] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان هزینه‌های تجارت و بهره‌وری در بخش خدمات، برای نخستین بار ضمن اندازه‌گیری هزینه‌های تجارت و بهره‌وری بخش خدمات در کشورهای مختلف، به بررسی رابطه میان هزینه‌های تجارت پایین و بهره‌وری بالا در بخش خدمات پرداخته‌اند. نتایج مطالعه ایشان بر اساس داده‌های ترکیبی ۶۱ کشور و ۲۹ بخش برای دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۵ حاکی از تاکید فرضیه ارتباط هزینه‌های تجارت پایین با بهره‌وری بالا و رشد بهره‌وری سریع تر در بخش خدمات می‌باشد. بر اساس این نتایج و با بکارگیری داده‌های غیر تجمعی، ۱۰ درصد کاهش در هزینه‌های تجارت در بخش خدمات و کالا با افزایش ۵ درصدی در هر دو بخش همراه بوده است.

نووی[2] (۲۰۱۲) در مطالعه خود با داده‌های ترکیبی به استخراج معیاری از هزینه‌های تجارت دو جانبه پرداخت که این معیار به‌طور غیر مستقیم به استنتاج حساسیت‌های تجارت از داده‌های تجاری قابل مشاهده می‌پردازد. بر اساس نتایج به دست آمده هزینه‌های تجارت آمریکا با مهم‌ترین شرکای تجاری از سال ۱۹۷۰تا ۲۰۰۰ به طور متوسط ۴۰ درصد کاهش داشته است که مکزیک و کانادا در این بین بیشترین کاهش را تجربه نموده‌اند. ژاله رجبی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه خود به مقایسه هزینه و منابع رشد تجارت دوجانبه ایران و مهم‌ترین شرکای تجاری در تجارت کالاهای کشاورزی، غیر کشاورزی و کل پرداختند. بر اساس نتایج به دست آمده میانگین موزون هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران و شرکای عمده در تجارت کالاهای کشاورزی، غیر کشاورزی و کل طی

1. Miroudot (2012)
2. Novy (2012)

دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۵ به ترتیب با کاهش ۱۴، ۱۳ و ۱۳/۵ درصدی مواجه بوده است. در این میان هزینه‌های تجارت کالاهای کشاورزی با امارات متحده عربی، برزیل، سوئیس و چین، هزینه‌های تجارت کالاهای غیر کشاورزی و کل ایران با چین، امارات متحده عربی و هند بیشترین کاهش را داشته‌اند. بر اساس نتایج تجزیه رشد تجارت دوجانبه ایران و شرکای عمده تجاری در گروه‌های کالاهای کشاورزی، غیر کشاورزی و کل، رشد درآمد به ترتیب توضیح‌دهنده ۳، ۶۷، ۵۱ درصد و کاهش هزینه‌های تجارت به ترتیب توضیح‌دهنده ۹۷، ۳۲ و ۴۸ درصد تغییرات تجارت دوجانبه ایران و شرکای تجاری بوده است.

نتایج بررسی‌های صورت گرفته در خصوص مطالعات داخلی و خارجی، مؤید ضرورت انجام و نوآوری مطالعه حاضر با هدف بررسی اثر سیاست‌گذاری‌های اقتصادی بر هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران و مقایسه تجارت کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه می‌باشد.

۳- مواد و روش‌ها

۳-۱- اندازه گیری هزینه‌های تجارت دوجانبه

در این بخش معیار هزینه‌های تجارت دو جانبه استخراج شده در مطالعه نووی (۲۰۱۲) ارائه می‌شود که بر مدل معروف اندرسون و وان وینکوپ (۱۹۷۹) پایه‌گذاری شده است. بر اساس مدل ارائه شده توسط ایشان هر کشور دارای یک کالای منفرد است که با کالای تولید شده توسط کشورهای دیگر متفاوت است. مصرف‌کننده به دنبال حداکثر نمودن مطلوبیت از مصرف طیف وسیعی از کالاهای داخلی و خارجی است. فرض بر این است که ترجیحات مصرف‌کنندگان در میان کشورها یکسان بوده[1] و توسط کشش ثابت جانشینی مطلوبیت محاسبه می‌شود. ایشان هزینه‌های تجارت دو جانبه جهانی را به عنوان عنصر کلیدی معرفی نموده‌اند. زمانی که کالا از کشور i به کشور j ارسال می‌شود، هزینه‌های حمل و نقل متغیر دو جانبه و موانع تجاری دیگر، هزینه هر واحد ارسال شده را ایجاد می‌نماید. در نتیجه هزینه‌های تجارت، قیمت کالاها در میان

[1]. بر اساس مطالعه ایوانس (۲۰۰۷) تاثیر ترجیحات داخلی مصرف کنندگان در مقایسه با هزینه‌های حمل و نقل و تعرفه در توضیح جریانات تجاری قابل اغماض می‌باشد. بر اساس مطالعه هلپمن (۱۹۹۹) شواهد آشکاری از تاثیر ترجیحات داخلی در ترجیحات مصرف کنندگان وجود ندارد. وارنوک (۲۰۰۳) تمایلات داخلی در ترجیحات مصرف کنندگان را در مدل ارائه شده اندازه‌گیری هزینه تجارت وارد نموده است. بر اساس نتایج وی اثرات وجود تمایلات داخلی در ترجیحات مصرف کنندگان هم ارز موانع تجارت داخلی کمتر خواهد بود. از آنجا که معیار هزینه تجارت ارائه شده، موانع تجارت دو جانبه نسبت به موانع تجارت داخلی را در نظر می‌گیرد، وجود تمایلات داخلی در ترجیحات مصرف کنندگان به بزرگنمایی هزینه‌های تجارت دوجانبه منجر می‌شود.

کشورهای مختلف متفاوت خواهد بود. به طور خاص اگر P_i قیمت خالص عرضه شده در کشور i باشد، آنگاه $P_j = P_i t_{ij}$ قیمت این کالا برای مصرف کننده کشور j بوده و در آن $t_{ij} > 1$ عامل هزینه تجارت ناخالص دو جانبه است. بر اساس این چارچوب اندرسون و وان وینکوپ (۱۹۷۹) مدل جاذبه‌ای مبتنی بر اطلاعات و داده‌های خرد به صورت زیر استخراج نمودند:

$$x_{ij} = \frac{y_i y_j}{y^w}\left(\frac{t_{ij}}{\pi_i P_j}\right)^{1-\sigma} \qquad (۱)$$

که در آن x_{ij} نشان دهنده صادرات اسمی از کشور i به j، y_i درآمد اسمی کشور i، y^w درآمد جهانی به صورت $y^w = \sum_{j=1}^{n} y_j$، $\sigma > 1$ کشش جانشینی کالاها، π_i و P_j به ترتیب شاخص قیمت‌ها در دو کشور i و j می‌باشند. با فرض ثابت بودن سایر عوامل، معادله جاذبه بر تجارت بیشتر کشورهای بزرگتر با دیگر کشورها دلالت دارد. هزینه‌های تجارت دو جانبه t_{ij}، تجارت دو جانبه را کاهش می‌دهد اما این کاهش بایستی در برابر شاخص‌های قیمت کشورها π_i و P_j سنجیده شود. اندرسون و وان وینکوپ (۱۹۷۹) این شاخص‌های قیمت که شامل هزینه‌های تجارت با دیگر شرکا بوده و می‌تواند به صورت متوسط هزینه‌های تجارت تفسیر شود را متغیرهای محدودیت چند جانبه می‌نامند. π_i متغیر محدودیت چند جانبه بیرونی[1] است در حالی‌که P_j متغیر محدودیت چند جانبه درونی[2] می‌باشد (نووی، ۲۰۱۲).

با توجه به در دسترس نبودن معیارهای مستقیم متوسط هزینه‌های تجارت، یافتن ابزاری برای متغیرهای محدودیت چند جانبه مشکل است. اندرسون و وان وینکوپ (۱۹۷۹) هزینه‌های تجارت دو جانبه را تابعی از دو مولفه هزینه تجارت خاص- موانع مرزی و فاصله جغرافیایی- در نظر می‌گیرند. به طور خاص ایشان تابع هزینه تجارت را به صورت $t_{ij} = b_{ij} d_{ij}^{k}$ فرض می‌نمایند که در آن b_{ij} متغیر شاخص مرتبط با موانع مرزی، d_{ij} فاصله دو جانبه و k کشش فاصله می‌باشند. علاوه بر این، مدل ارائه شده بر فرض تقارن هزینه‌های تجارت دوجانبه مبتنی است. بر اساس فرض تقارن هزینه‌های تجارت، محدودیت‌های چند جانبه بیرونی و درونی یکسان می‌باشند (یعنی $\pi_i = P_j$). در نتیجه مشروط به این فروض اندرسون و وان وینکوپ (۱۹۷۹) راه حلی تلویحی برای محدودیت‌های چند جانبه یافته‌اند. ایراداتی در ارتباط با فروض اعمال شده وجود دارد. اول

[1]. Outward Multilateral Resistance Variable
[2]. Inward Multilateral Resistance Variable

این که ممکن است تابع هزینه تجارت انتخاب شده، دارای خطای تصریح باشد. به طور مثال ممکن است فرم تابع انتخاب شده نادرست بوده و یا عوامل هزینه تجارت مهمی مانند تعرفه‌ها در نظر گرفته نشده باشد. دوم این که، هزینه تجارت دو جانبه ممکن است نامتقارن بوده و به عنوان مثال کشوری تعرفه‌های بالاتری نسبت به کشور دیگر تحمیل و اعمال نماید. سوم این که، در عمل موانع تجاری در طول زمان متغیر بوده و به طور مثال با توقف تدریجی تعرفه‌ها در طول زمان تغییر خواهند داشت. این در حالی است که جایگزین‌های هزینه تجارت مانند فاصله در طول زمان ثابت بوده و بنابراین به ندرت در به دست آوردن هزینه‌های تجارت متغیر در طول زمان مفید خواهد بود (نووی، ۲۰۱۲). در ادامه راه حل تحلیلی برای متغیر محدودیت چند جانبه معرفی شده توسط نووی (۲۰۱۲) بیان می‌شود که بر این ایرادات غلبه می‌نماید. این روش بر هیچ تابع هزینه تجارت خاصی تکیه نداشته و فرض تقارن هزینه تجارت را اعمال نمی‌کند. در عوض، هزینه‌های تجارت از داده‌های تجاری استخراج می‌گردند که در طول زمان قابل تغییر بوده و به راحتی قابل مشاهده می‌باشند. تلویحاً، روش اتخاذ شده بر این بینش استوار است که تغییر در موانع تجاری دو جانبه تنها متاثر از تجارت بین‌الملل نبوده و نتیجه‌ی تجارت داخلی نیز می‌باشند. برای مثال، فرض کنید که موانع تجاری کشور i با دیگر کشورها کاهش می‌یابد. در این مورد، برخی کالاها که کشور i برای مصرف داخلی استفاده می‌کرد، اکنون به کشورهای خارجی منتقل می‌شود. بنابراین نه تنها تجارت بین‌الملل را که به موانع تجاری وابسته است توسعه می‌دهد، بلکه تجارت داخلی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. راه حل ارائه شده توسط نووی (۲۰۱۲) می‌تواند توسط معادله جاذبه i برای تجارت بین‌المللی x_{ii} و حل آن برای حاصلضرب محدودیت چند جانبه درونی و بیرونی دیده شود:

$$x_{ij} = \frac{y_i y_j}{y^w}\left(\frac{t_{ij}}{\pi_i P_j}\right)^{1-\sigma} \quad و \quad x_{ii} = \frac{y_i y_i}{y^w}\left(\frac{t_{ii}}{\pi_i P_i}\right)^{1-\sigma}$$

$$\pi_i P_i = \left(\frac{x_{ii}/y_i}{y_i/y^w}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}} t_{ii} \qquad (۲)$$

برای مثال فرض کنید ۲ کشور i و j با هزینه تجارت داخلی یکسان مواجه بوده $t_{ii} = t_{jj}$ و اندازه یکسانی دارند $y_i = y_j$. اما از آنجا که کشور i اقتصاد بسته‌تری است $x_{ii} > x_{jj}$ خواهد بود. از معادله ۲ چنین نتیجه می‌شود که محدودیت چند جانبه کشور i بالاتر و بیشتر است ($\pi_i P_i > \pi_j P_j$). معادله ۲ بر این نکته دلالت دارد که برای t_{ii} مفروض، اندازه‌گیری تغییر در محدودیت چند جانبه در طول زمان که به مولفه‌های هزینه تجارت ثابت در طول زمان یعنی فاصله

بستگی ندارد، آسان خواهد بود.

راه حل ساده متغیرهای محدودیت چند جانبه می‌تواند برای حل مدل هزینه‌های تجارت دو جانبه مورد استفاده قرار گیرد. معادله جاذبه (۱) شامل حاصلضرب محدودیت چند جانبه بیرونی یک کشور و محدودیت چند جانبه درونی کشور دیگر یعنی $\pi_i P_j$ است. در حالی که معادله (۲) راه حل $\pi_i P_i$ را ارائه می‌نماید. بنابراین مفید است تا برای به دست آوردن یک معادله جاذبه دو جانبه که شامل متغیرهای محدودیت چند جانبه درونی و بیرونی کشورهاست، معادله جاذبه (۱) را در معادله جاذبه متناظر جریان تجارت در خلاف جهت، x_{ji}، ضرب کنیم.

$$x_{ij} = \frac{y_i y_j}{y^w}\left(\frac{t_{ij}}{\pi_i P_j}\right)^{1-\sigma} \text{ و } x_{ji} = \frac{y_j y_i}{y^w}\left(\frac{t_{ji}}{\pi_j P_i}\right)^{1-\sigma}$$
$$x_{ij}x_{ji} = \left(\frac{y_i y_j}{y^w}\right)^2\left(\frac{t_{ij}t_{ji}}{\pi_i P_j \pi_j P_i}\right)^{1-\sigma} \quad (۳)$$

با جایگذاری رابطه (۲) در رابطه (۳) و مرتب کردن معادله، داریم:

$$\frac{t_{ij}t_{ji}}{t_{ii}t_{jj}} = \left(\frac{x_{ij}x_{ji}}{x_{ii}x_{jj}}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (۴)$$

چنانچه هزینه‌های حمل و نقل بین کشور i و j بتواند نا متقارن باشد $(t_{ij} \neq t_{ji})$ و هزینه‌های تجارت داخلی میان کشورها متفاوت باشد $(t_{ii} \neq t_{jj})$، گرفتن میانگین هندسی موانع در دو جهت و کسر کردن ۱ برای به دست آوردن عبارتی برای معادل تعرفه[1] مفید خواهد بود:

$$\tau_{ij} = \left(\frac{t_{ij}t_{ji}}{t_{ii}t_{jj}}\right)^{1/2} - 1 = \left(\frac{x_{ij}x_{ji}}{x_{ii}x_{jj}}\right)^{\frac{1}{2(1-\sigma)}} - 1 \quad (۵)$$

که در آن τ_{ij} هزینه تجارت دو جانبه $t_{ij}t_{ji}$ مرتبط با هزینه تجارت داخلی $t_{ii}t_{jj}$ را اندازه‌گیری می‌نماید. نوآوری‌های τ_{ij} کاملاً واضح و مبرهن است. اگر جریانات تجارت دوجانبه $x_{ij}x_{ji}$ نسبت به جریانات تجارت داخل $x_{ii}x_{jj}$ افزایش یابد، بایستی تجارت با یکدیگر نسبت به تجارت داخلی برای هر دو کشور آسان‌تر شده باشد. بنابراین معیار معرفی شده، هزینه‌های تجارت را در یک مسیر غیر مستقیم و توسط استنتاج آن‌ها از جریانات تجارت قابل مشاهده به دست می‌آورد. از آنجا که

[1]. Tariff Equivalent

این جریانات تجارت در طی زمان متغیر می‌باشند، هزینه‌های تجارت τ_{ij}، می‌تواند نه تنها برای داده‌های مقطع زمانی بلکه برای داده‌های سری زمانی و داده‌های ترکیبی نیز قابل محاسبه باشد. این مزیت معیار استخراج شده بر روش ارائه شده توسط اندرسون و وان وینکوپ (۱۹۹۷) است که تنها داده‌های مقطع زمانی را بکار می‌گیرد. تاکید بر این نکته حائز اهمیت است که موانع تجاری ممکن است نامتقارن باشند $(t_{ij} \neq t_{ji})$ و این‌که جریانات تجارت دو جانبه ممکن است نامتعادل باشند $x_{ij} \neq x_{ji}$. مولفه τ_{ij} نشان دهنده میانگین هندسی موانع تجاری دو جانبه نسبی در دو جهت است (نووی، ۲۰۱۲).

۳-۲- عوامل موثر بر هزینه‌های تجارت دوجانبه

به منظور بررسی عوامل موثر بر هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران و شرکای عمده تجاری در حال توسعه و توسعه‌یافته، مولفه‌های موثر بر هزینه‌های تجارت دوجانبه را می‌توان به دو گروه تقسیم کرد. گروه اول شامل متغیرهای جغرافیایی نظیر لگاریتم فاصله بین دو کشور در یک مشاهده، متغیر مجازی نشان دهنده داشتن مرز زمینی مشترک، متغیر مجازی جزیره بودن (امکان دسترسی به آب‌های آزاد و حمل و نقل دریایی) و گروه دوم شامل متغیرهای نهادی در برگیرنده ویژگی‌های سیاسی و تاریخی مانند متغیر مجازی زبان مشترک، متغیر تعرفه دو جانبه، متغیر مجازی برای موافقتنامه تجارت آزاد، و متغیر مجازی پول مشترک می‌باشند.

در این راستا، رگرسیون با داده‌های ترکیبی برآورد گردید که سه نوع برآورد برای داده‌های ترکیبی به صورت برآورد OLS با گروه ترکیبی و محاسبه تغییرات زمانی با بکارگیری الگوهای اثرات تصادفی و اثرات ثابت پیشنهاد می‌شود و بایستی تعیین گردد که کدامیک از این سه برآوردگر بیشترین کارایی را دارد. از آزمون F-Test برای انتخاب بین برآوردگر OLS گروه ترکیبی با الگوی با اثرات ثابت و اثرات تصادفی و از آزمون هاسمن برای انتخاب یکی از دو مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی استفاده می‌شود.

۳-۳- داده‌ها

با توجه به هدف مطالعه مبنی بر اندازه‌گیری هزینه تجارت دو جانبه و بررسی عوامل موثر بر آن طی دهه‌های گذشته، تجارت دو جانبه ایران با کشورهای جهان مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس بررسی اطلاعات تجارت دوجانبه، کشورها در دو گروه کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته به

عنوان شرکای تجاری ایران انتخاب شدند. سهم‌های تجاری کشورهای منتخب در جدول ۳ و ۴ گزارش شده است.

جدول ۳: سهم تجارت ایران و کشورهای توسعه‌یافته طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۱

قاره	کشور	کل
آمریکا	کانادا	۰/۶۴
	ایالات متحده	۰/۳۲
آسیا	ژاپن	۱۳/۴۹
اروپا	اتریش	۰/۹۰
	فرانسه	۴/۸۸
	آلمان	۶/۰۷
	ایتالیا	۷/۴۵
	اسپانیا	۳/۵۰
	سوئد	۱/۰۹
	سوئیس	۱/۴۶
	بریتانیا	۱/۶۱
اقیانوسیه	استرالیا	۰/۴۲
	نیوزیلند	۰/۰۹
کل		۴۱/۹۱

ماخذ: سازمان ملل

بر این اساس از میان کشورهای توسعه‌یافته کشورهای کانادا و ایالات متحده از قاره آمریکا، کشورهای اتریش، فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا، سوئد، سوئیس، و بریتانیا از قاره اروپا و کشورهای استرالیا و نیوزلند از قاره اقیانوسیه به عنوان شرکای تجاری توسعه‌یافته ایران در نظر گرفته شده‌اند.
مطابق بررسی‌های صورت گرفته از میان کشورهای در حال توسعه جهان، کشورهای کنیا و آفریقای جنوبی از قاره آفریقا، کشور برزیل از قاره آمریکا، کشورهای چین، برزیل، کره جنوبی، اندونزی، فیلیپین، تایلند، هند، پاکستان، سری لانکا، کویت، عمان، ترکیه و امارات متحده عربی از قاره آسیا به عنوان شرکای تجاری ایران در این گروه کشورها انتخاب و مورد بررسی قرار گرفت.

جدول ۴: سهم تجارت ایران با کشورهای در حال توسعه طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۱

قاره	حوزه	کشور	کل
آفریقا	آفریقای شرقی	کنیا	۰/۰۴
	آفریقای جنوبی	آفریقای جنوبی	۳/۱۷
آمریکا	آمریکای جنوبی	برزیل	۱/۲۸
آسیا	آسیای شرقی	چین	۱۵/۹۲
		کره جنوبی	۸/۶۹
	آسیای جنوب شرقی	اندونزی	۰/۶۳
		فیلیپین	۰/۹۸
		تایلند	۰/۷۰
	آسیای جنوبی	هند	۷/۱۴
		پاکستان	۰/۷۶
		سری لانکا	۰/۷۵
	آسیای غربی	کویت	۰/۴۰
		عمان	۰/۳۰
		ترکیه	۶/۵۶
		امارات متحده عربی	۱۰/۷۶
کل			۵۸/۰۹

ماخذ: سازمان ملل

نتیجه معیار هزینه تجارت محاسبه شده از رابطه (۵) به طور بالقوه به پارامتر کشش جانشینی σ بستگی دارد. اندرسون و وان وینکوپ (۲۰۰۴) به بررسی تخمین‌های مختلفی از σ پرداخته و چنین نتیجه گرفتند که σ عموماً در دامنه ۵ تا ۱۰ نوسان می‌یابد. با تخمین‌های مفروض، در این مطالعه رویکرد اندرسون و وان وینکوپ (۲۰۰۴) در به کارگیری $\sigma = 8$ به کار گرفته شده است. این ضریب می‌تواند به عنوان مقدار پارامتر تخمینی برای جریانات کلی تجارت دیده شود. همان‌گونه که در مطالعه نوی (۲۰۱۲) بحث شده است، اگر چه سطوح هزینه تجارت τ_{ij} کاملاً به مقادیر پارامترهای انتخاب شده حساس است، تغییرات معیار هزینه تجارت در طی زمان به ندرت تحت تاثیر مقادیر انتخاب شده برای پارامترها قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج به دست آمده در مطالعه وی هزینه تجارت دوجانبه آمریکا و عمده شرکای تجاری به ازای مقادیر مختلف پارامترها تغییر معنی‌داری نداشته است[1]. آمار ارزش تجارت دوجانبه ایران و عمده شرکای تجاری از سایت سازمان ملل[2] گردآوری شده است. تجارت داخلی می‌تواند به صورت درآمد کل منهای صادرات

[1]. در خصوص وضعیت کشش جانشینی متغیر در طول زمان، نتایج برودا و وینتین (۲۰۰۶) حاکی از آن است که تاثیر کاهش کشش جانشینی در طول زمان در مورد توابع غیر تجمعی معنی‌دار نبوده و در مورد توابع تجمعی به طور جزئی به کاهش سرعت کاهش هزینه‌های تجارت دوجانبه منجر خواهد شد.

[2]. www.un.org

کل، $x_{ii} = y_i - x_i$، تعریف شود. بر اساس روش پیشنهادی وی[1] (۲۰۱۱) ارزش تولید به عنوان تولید کل در نظر گرفته شده و با کسر صادرات گروه مورد نظر اطلاعات تجارت داخلی به دست آمد. در بررسی عوامل موثر بر هزینه‌های تجارت دوجانبه در گروه محصولات مختلف متغیرهای متفاوتی چون تعرفه‌های دوجانبه گروه محصول مورد تجارت، فاصله، امکان دسترسی به آب‌های آزاد، عضویت در سازمان تجارت، مجاورت و زبان مشترک به عنوان متغیرهای توضیحی تأثیرگذار بر هزینه‌های تجارت دوجانبه بررسی گردید. داده‌های فاصله از وب سایت فاصله میان شهرها و مکان‌ها[2]، و داده‌های تعرفه‌های تجارت دوجانبه از وب سایت سازمان ملل[3] به دست آمد. اطلاعات در خصوص عضویت در سازمان تجارت از وب سایت سازمان تجارت جهانی[4] و متغیرهای مجازی مجاورت، متغیر مجازی زبان مشترک و جزیره از بررسی اطلاعات کشورهای منتخب وی به‌دست آمده است. در متغیر مجازی مجاورت، شریک تجاری هم مرز عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر گرفته است. متغیر مجازی زبان مشترک نیز در صورت اشتراک زبان عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر می‌گیرد. در مورد متغیر جزیره، اگر یکی از شرکای تجاری جزیره باشد و امکان دسترسی به آب‌های آزاد داشته باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر می‌گیرد. بر اساس بررسی‌ها با توجه به عدم تغییرات متغیرهای عضویت در سازمان تجارت جهانی، پول و زبان مشترک در هر دو گروه و متغیر همجواری در گروه کشورهای توسعه‌یافته، متغیرهای عضویت در سازمان تجارت جهانی، پول و زبان مشترک در هر دو گروه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه و متغیر همجواری در گروه کشورهای توسعه‌یافته حذف گردید.

۴- نتایج و بحث

۴-۱- اندازه‌گیری هزینه‌های تجارت

هزینه‌های تجارت دو جانبه ایران و هر یک از شرکای تجاری برای هر یک از سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۱ با به کارگیری رابطه ۵ محاسبه گردید. هزینه‌های تجارت دو جانبه ایران با کشورهای در

[1]. Wei (1996)
[2]. www.distancefromto.net
[3]. www.un.org
[4]. www.wto.org

حال توسعه شریک تجاری ایران طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۵ در نمودار ۱ ارائه شده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱: میانگین هزینه تجارت ایران و شرکای تجاری در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۵

نمودار هزینه تجارت دوجانبه ایران و هر یک از شرکای تجاری در حال توسعه نشان دهنده بی‌ثباتی تجارت ایران با کشورهای برزیل و فیلیپین و ثبات تجارت با کشورهای ترکیه، چین و کویت است. بر اساس نمودارهای هزینه تجارت ایران و شرکای تجاری در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۵، هزینه تجارت با کشورهای چین و ترکیه روند کاهشی و هزینه‌های تجارت با کشورهای تایلند و آفریقای جنوبی روند افزایشی داشته است.

سطح و درصد کاهش معیار هزینه تجارت دو جانبه نسبی ایران و شرکای تجاری در حال توسعه در جدول ۵ ارائه شده است. بر اساس نتایج جدول ۵، میانگین موزون هزینه‌های تجارت دو جانبه ایران و کشورهای در حال توسعه با کاهش سالانه ۳۰ درصدی از ۱۳۳ درصد در سال ۱۹۹۵ به ۹۲ درصد در سال ۲۰۱۱ رسیده است. نتایج حاکی از آن است که هزینه‌های تجارت دو جانبه ایران با

کشورهای سریلانکا، عمان و چین بیشترین کاهش را داشته و هزینه‌های تجارت با کشورهای امارات متحده عربی، کره جنوبی و ترکیه در هر دو دوره کمترین سطح هزینه‌ها را داشته است.

جدول ۵: میانگین هزینه تجارت ایران و شرکای تجاری در حال توسعه (درصد معادل تعرفه)

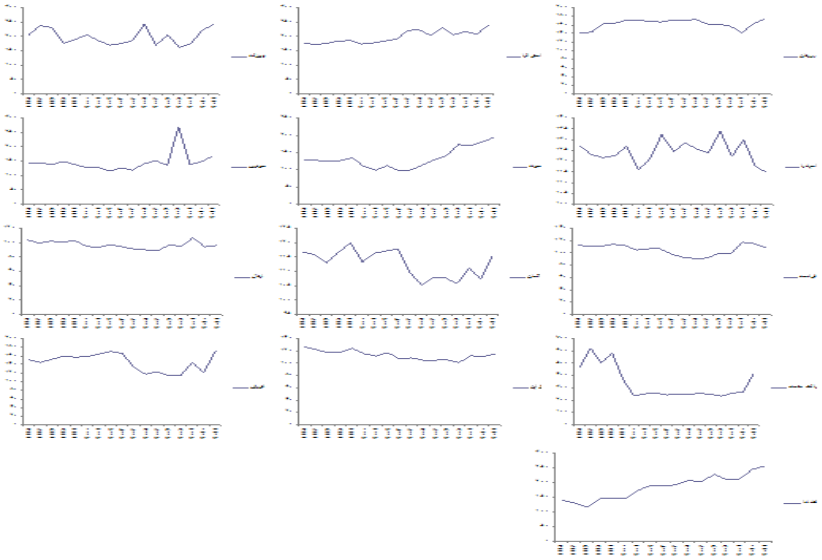
قاره	کشور	۱۹۹۵	۲۰۱۱	تغییرات
آفریقا	کنیا	۲۷۰	۲۲۷	-۱۶
	آفریقای جنوبی	۱۱۵	۱۳۸	۲۰
آمریکا	برزیل	۱۵۰	۲۰۶	۳۷
آسیا	چین	۱۵۸	۸۶	-۴۶
	کره جنوبی	۱۱۰	۷۰	-۳۶
	تایلند	۱۷۷	۱۵۳	-۱۴
	اندونزی	۲۳۷	۱۶۷	-۳۰
	فیلیپین	۱۳۷	۱۵۰	۱۰
	هند	۱۳۳	۱۰۱	-۲۴
	پاکستان	۱۶۱	۱۵۵	-۴
	سریلانکا	۲۶۶	۱۲۰	-۵۵
	کویت	۱۶۹	۱۶۶	-۲
	عمان	۳۱۲	۱۵۴	-۵۱
	ترکیه	۱۲۱	۷۷	-۳۷
	امارات متحده عربی	۹۱	۶۹	-۲۸
میانگین ساده		۱۷۴	۱۳۶	-۱۸
میانگین موزون		۱۳۳	۹۲	-۳۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران با کشورهای توسعه‌یافته شریک تجاری ایران طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۵ در نمودار ۲ ارائه شده است.

بررسی نمودار هزینه‌های تجارت دو جانبه ایران و شرکای تجاری توسعه‌یافته نشان دهنده ثبات تجارت ایران و کشورهای ژاپن، فرانسه، ایتالیا و استرالیا و بی‌ثباتی شدید الگوی تجارت با آلمان، اسپانیا و نیوزلند طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۵ است. بر اساس نمودار ۲ هزینه‌های تجارت با کانادا و سوئد و استرالیا روند صعودی داشته است. افزایش شدیدتر تجارت داخلی در ایران و این کشورها نسبت به تجارت متقابل این کشورها از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۱ موجبات افزایش معیار هزینه تجارت معادل تعرفه را فراهم نموده است. سطح و درصد کاهش معیار هزینه تجارت دو جانبه ایران و کشورهای توسعه‌یافته در جدول ۶ ارائه شده است. نتایج ارائه شده در جدول ۶ حاکی از آن است

که میانگین هزینه‌های تجارت با کشورهای توسعه‌یافته سالانه ۱ درصد کاهش داشته است. در این میان هزینه‌های تجارت دوجانبه با کانادا و سوئد بیشترین افزایش را داشته و هزینه‌های تجارت ایران با کشورهای ایتالیا، فرانسه و آلمان در هر دو دوره کمترین سطح را داشته است.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲: میانگین هزینه تجارت ایران و شرکای تجاری توسعه‌یافته طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۵

جدول ۶: میانگین هزینه تجارت ایران و شرکای تجاری توسعه‌یافته (درصد معادل تعرفه)

قاره	کشور	۱۹۹۵	۲۰۱۱	تغییرات
آمریکا	کانادا	۱۴۱	۲۵۷	۸۲
	ایالات متحده	۴۶۷	۴۲۰	-۱۰
آسیا	ژاپن	۱۲۷	۱۱۶	-۹
اروپا	اتریش	۱۵۱	۱۷۲	۱۴
	فرانسه	۱۱۲	۱۰۹	-۳
	آلمان	۱۱۷	۱۱۵	-۱
	ایتالیا	۱۰۳	۹۷	-۷
	اسپانیا	۱۲۷	۱۱۴	-۱۰
	سوئد	۱۲۷	۱۹۴	۵۳
	سوئیس	۱۴۵	۱۶۸	۱۶
	بریتانیا	۱۴۲	۱۷۵	۲۳
اقیانوسیه	استرالیا	۱۷۸	۲۳۹	۳۵
	نیوزلند	۲۰۵	۲۴۲	۱۸
میانگین ساده		۱۶۵	۱۸۶	۱۵
میانگین موزون		۱۲۵	۱۲۵	-۱

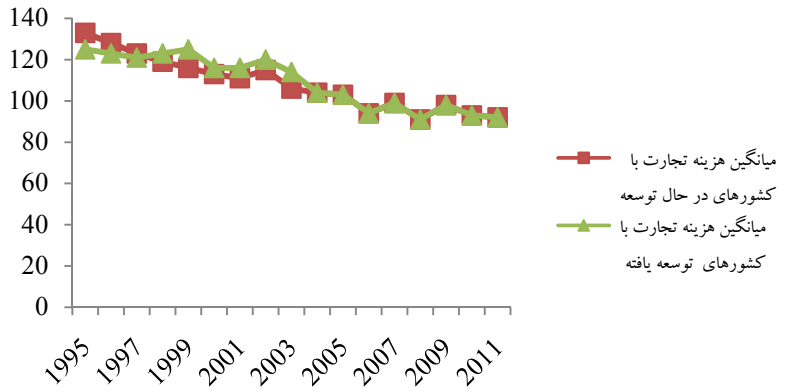
ماخذ: یافته‌های تحقیق

خلاصه میانگین وزنی هزینه‌های تجارت دو جانبه با کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته جهت مقایسه در جدول ۷ ارائه شده است. بر این اساس میانگین موزون هزینه‌های تجارت ایران با کشورهای در حال توسعه کمتر از هزینه‌های تجارت با شرکای عمده توسعه‌یافته است.

جدول ۷: میانگین هزینه تجارت با کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته در سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۵
(درصد معادل تعرفه)

سال	در حال توسعه	توسعه‌یافته	سال	در حال توسعه	توسعه‌یافته
۱۹۹۵	۱۳۳	۱۲۵	۲۰۰۴	۱۰۴	۱۱۲
۱۹۹۶	۱۲۸	۱۲۳	۲۰۰۵	۱۰۳	۱۱۱
۱۹۹۷	۱۲۳	۱۲۱	۲۰۰۶	۹۴	۱۱۱
۱۹۹۸	۱۱۹	۱۲۳	۲۰۰۷	۹۹	۱۱۵
۱۹۹۹	۱۱۶	۱۲۵	۲۰۰۸	۹۱	۱۱۶
۲۰۰۰	۱۱۳	۱۱۶	۲۰۰۹	۹۸	۱۲۱
۲۰۰۱	۱۱۱	۱۱۶	۲۰۱۰	۹۳	۱۱۸
۲۰۰۲	۱۱۵	۱۲۰	۲۰۱۱	۹۲	۱۲۵
۲۰۰۳	۱۰۶	۱۱۴	**میانگین**	۱۰۸	۱۱۸

ماخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۳: مقایسه میانگین وزنی هزینه‌های تجارت کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته (۲۰۱۱-۱۹۹۵)

بر اساس نتایج به دست آمده از نمودار ۳، از سال ۱۹۹۷ میانگین موزون هزینه تجارت با کشورهای توسعه‌یافته بیشتر از هزینه تجارت ایران و کشورهای در حال توسعه بوده است. تجارت کل با کشورهای در حال توسعه علیرغم روند کاهشی بیشتر، نوسانات بیشتری داشته که بیانگر الگوی تجاری بی‌ثبات ایران و کشورهای در حال توسعه است.

تاکید به این نکته حائز اهمیت است که این اعداد بیانگر معیاری از هزینه‌های تجارت دو جانبه به تجارت داخلی است. به عنوان مثال چنانچه معیار هزینه ایران و امارات متحده عربی در سال ۲۰۱۱، ۶۹ درصد باشد و قیمت تمام شده کالا در ایران ۱۰ دلار باشد، قیمت این کالا برای مصرف کننده در کشور امارات متحده عربی ۱۶/۹ دلار (t_{ij} =۱/۶۹) خواهد بود. این مثال بر اساس میانگین کل بوده و به همین صورت تفسیر می‌گردد. در عمل هزینه تجارت به طور قابل ملاحظه در میان کالاها متغیر می‌باشد. به عنوان مثال کالاهای فاسد شدنی احتمالاً بایستی به جای انتقال زمینی و دریایی کم‌هزینه‌تر به صورت هوایی جابه‌جا شود و هزینه تجارت بالاتری داشته باشند (چن و نووی، ۲۰۱۱).

بر مبنای روش پیشنهادی و اتخاذ شده در محاسبه هزینه تجارت دوجانبه، افزایش نسبی جریانات تجارت دوجانبه میان دو شریک تجاری به حاصلضرب تجارت داخلی نمایانگر و دلیل کاهش هزینه‌های تجارت دوجانبه خواهد بود. افزایش جریانات تجارت دوجانبه می‌تواند از سه منبع رشد درآمد کشورها، کاهش هزینه‌های تجارت دوجانبه و افزایش هزینه‌های چند جانبه با دیگر کشورها نشات گرفته باشد. اشاره به این نکته ضروری است که معیار هزینه تجارت τ_{ij} نه تنها هزینه‌های تجارت در مفاهیم محدود تعرفه‌ها و هزینه‌های حمل و نقل را در بر می‌گیرد بلکه مولفه‌های هزینه تجارت مانند موانع زبان مکالمه، سیاسی، پول رایج و غیره را نیز نشان می‌دهد. بررسی‌ها نشان می‌دهند که چنین موانع غیر تعرفه‌ای مهم و اساسی هستند. بررسی تغییرات تجارت داخلی کشورها و جریانات تجارت دو جانبه کشورها می‌تواند نشان‌دهنده ریشه و منبع تغییرات و نوسانات هزینه تجارت دوجانبه ایران و هر یک از شرکای تجاری نسبت به تجارت داخلی باشد. به عنوان مثال بر اساس بررسی‌ها، دلیل کاهش هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران و امارات متحده نسبت به تولید داخل افزایش واردات ایران از این کشور به واسطه عوامل مختلفی چون تحریم‌ها و واسطه تلقی شدن امارت متحده در واردات ایران بوده است. در حالی که در خصوص هزینه‌های تجارت دوجانبه کشاورزی ایران و چین افزایش هر دو جریان تجارت میان دو کشور نسبت به تولیدات داخلی به دلایلی چون توافق نامه‌های تجاری و سیاسی باعث کاهش هزینه‌های تجارت دوجانبه نسبی شده و دلیل نوسانات نیز نوسانات واردات ایران از چین بوده است.

۴-۲- نتایج بررسی عوامل موثر بر هزینه‌های تجارت دوجانبه

۴-۲-۱- عوامل موثر بر هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران و کشورهای در حال توسعه

قبل از برآورد مدل عوامل موثر بر هزینه‌های تجارت دوجانبه، ایستایی متغیرهای کمی موجود بررسی شده است. به منظور افزایش دقت بررسی‌ها از آزمون‌های ایستایی داده‌های ترکیبی با فرضیه‌های صفر مخالف استفاده شد. نتایج آزمون‌های ایستایی متغیرهای کمی رگرسیون هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران با کشورهای در حال توسعه در جدول ۸ ارائه شده است[۱].

جدول ۸: نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل تجارت با کشورهای در حال توسعه (۲۰۱۱-۱۹۹۵)

متغیر	فرضیه صفر	آزمون	سطح	تفاضل مرتبه اول
لگاریتم هزینه تجارت دوجانبه	وجود ریشه واحد	Im, Pesaran, Shin W-stat	-۰/۱۰	-۸/۷۸***
		ADF- Fisher Chi-square	۲۲/۹۲	۱۲۴/۲۹***
		PP- Fisher Chi-square	۴۵/۲۸**	۱۷۵/۶۲***
	عدم وجود ریشه واحد	Hadri Z-stat	۲۳/۴۵***	-۰/۸۹
لگاریتم تعرفه	وجود ریشه واحد	Im, Pesaran, Shin W-stat	۰/۲۸	-۴/۳۸***
		ADF- Fisher Chi-square	۱۳/۸۱	۴۵/۳۷***
		PP- Fisher Chi-square	۲۳/۵۴*	۵۹/۵۶***
	عدم وجود ریشه واحد	Hadri Z-stat	۱۲/۰۸***	۰/۴۳

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*،**،*** بترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

مطابق نتایج، هر دو متغیر در سطح دارای ریشه واحد بوده و با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌گردند. نتایج آزمون‌های تشخیصی الگوهای با داده‌های ترکیبی در جدول ۹ گزارش شده است.

جدول ۹: نتایج آزمون‌های رگرسیون با داده‌های ترکیبی

آزمون	فرضیه صفر	آماره	p-value
آزمون نسبت راستنمایی (CHOW)	داده‌های ترکیب شده	۳/۴۲	۰/۰۰
آزمون هاسمن	با اثرات تصادفی	۲۴/۷۵	۰/۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

[۱]. لازم به ذکر است که کلیه الگوها با اشکال تبعی مختلف برآورد و نتایج بهترین الگو گزارش شده است.

بنابر آماره‌ها هر دو فرضیه صفر الگو با داده‌های ترکیب‌شده و اثرات تصادفی رد و الگو با اثرات ثابت به‌عنوان الگوی مناسب انتخاب شده و نتایج برآورد در جدول ۱۰ ارائه شده است.

جدول ۱۰: رگرسیون با داده‌های ترکیبی هزینه تجارت دو جانبه ایران و شرکای عمده در حال توسعه (۲۰۱۱-۱۹۹۵)

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
عرض از مبدا	-۰/۲۲	-۱/۲۶	۰/۲۰
لگاریتم تعرفه دوجانبه	۰/۰۴	۱/۶۷	۰/۰۹
همجواری	-۰/۰۲	-۰/۶۹	۰/۴۸
لگاریتم فاصله	۰/۰۲	۰/۸۷	۰/۳۸
جزیره بودن	-۰/۰۱	-۰/۴۲	۰/۴۸
وقفه لگاریتم هزینه دوجانبه	۰/۹۱	۲۴/۳۰	۰/۰۰
		۰/۹۰	
		۴۴/۳۸***	

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*،**،*** به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

مطابق نتایج الگوی منتخب با اثرات ثابت ۹۰ درصد تغییرات لگاریتم هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران و کشورهای در حال توسعه توسط متغیرهای مستقل الگو توضیح داده می‌شود. مطابق نتایج به دست آمده لگاریتم تعرفه دوجانبه و وقفه لگاریتم هزینه‌های تجارت دوجانبه تأثیر مثبت و معنی‌دار بر لگاریتم هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران و کشورهای در حال توسعه دارد. بر اساس نتایج، در پی افزایش یک درصدی این متغیرها به ترتیب افزایش ۰/۰۴ و ۰/۹۱ درصدی هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران با کشورهای در حال توسعه رخ خواهد داد. مطابق انتظار بر اساس نتایج به دست آمده، لگاریتم فاصله اثر مثبت و همجواری و جزیره بودن شریک تجاری اثر منفی و غیر معنی‌دار بر هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران و کشورهای در حال توسعه دارد. استراتژی‌های گسترش تجارت ایران و کشورهای در حال توسعه طی دهه‌های اخیر و محدودیت‌های تجارت ناشی از تحریم‌های اعمال شده علیه ایران و در نتیجه آن کاهش دامنه شرکای تجاری را می‌توان دلیل معنی‌دار نبودن اثر متغیرهایی چون فاصله، همجواری و جزیره بودن شریک تجاری در حال توسعه دانست.

نتایج آزمون‌های ایستایی باقیمانده‌های رگرسیون در جدول ۱۱ ارائه شده است.

جدول ۱۱: نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل تجارت با کشورهای در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۵

متغیر	فرضیه صفر	آزمون	سطح	تفاضل مرتبه اول
باقیمانده رگرسیون	وجود ریشه واحد	Im, Pesaran, Shin W-stat	-۱/۴۵**	-
		ADF- Fisher Chi-square	۲۴/۲۶**	-
		PP- Fisher Chi-square	۴۹/۱۴***	-
	عدم وجود ریشه واحد	Hadri Z-stat	-۰/۹۶	-

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*،**،*** به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

نتایج نشان‌دهنده ایستایی باقیمانده‌های رگرسیون در سطح و عدم وجود ریشه واحد و در نتیجه وجود همگرایی میان متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته رگرسیون است (کاتوس و همکاران، ۲۰۰۱).

۴-۲-۲- عوامل موثر بر هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران و کشورهای توسعه‌یافته

جدول ۱۲ نشان‌دهنده نتایج آزمون‌های ایستایی بر متغیرهای کمی رگرسیون هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران و کشورهای توسعه‌یافته است. مطابق نتایج، متغیرهای لگاریتم هزینه تجارت دوجانبه ایران و شرکای توسعه‌یافته و لگاریتم تعرفه دوجانبه با تفاضل‌گیری ایستا می‌گردند.

جدول ۱۲: نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل تجارت با کشورهای توسعه‌یافته (۲۰۱۱-۱۹۹۵)

متغیر	فرضیه صفر	آزمون	سطح	تفاضل مرتبه اول
لگاریتم هزینه تجارت دوجانبه	وجود ریشه واحد	Im, Pesaran, Shin W-stat	۰/۲۰	-۴/۹۸***
		ADF- Fisher Chi-square	۱۳/۰۱	۵۱/۹۰***
		PP- Fisher Chi-square	۱۸/۹۳	۹۴/۰۱***
	عدم وجود ریشه واحد	Hadri Z-stat	۶/۷۷***	۰/۷۲
لگاریتم تعرفه دوجانبه	وجود ریشه واحد	Im, Pesaran, Shin W-stat	۰/۰۷	-۲/۴۹***
		ADF- Fisher Chi-square	۸/۰۸	۲۴/۶۹***
		PP- Fisher Chi-square	۳۴/۱۵	۴۴/۷۹***
	عدم وجود ریشه واحد	Hadri Z-stat	۵/۰۷***	-۱/۶۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*،**،*** به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

نتایج آزمون‌های انتخاب الگو در جدول ۱۳ ارائه شده است.

جدول ۱۳: نتایج آزمون‌های رگرسیون با داده‌های ترکیبی

آزمون	فرضیه صفر	آماره	سطح معنی داری
آزمون نسبت راستنمایی (CHOW)	داده‌های ترکیب شده	۲/۰۵	۰/۰۲
آزمون هاسمن	با اثرات تصادفی	۰/۰۰	۱/۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق نتایج، در حالی که فرضیه صفر داده‌های ترکیب شده رد می‌شود، دلیلی برای رد فرضیه صفر آزمون هاسمن مبنی بر رد الگوها با اثرات تصادفی وجود ندارد. لذا الگو با اثرات تصادفی به عنوان الگوی مناسب مدل‌سازی انتخاب و نتایج برآورد در جدول ۱۴ خلاصه شده است.

جدول ۱۴: رگرسیون با داده‌های ترکیبی هزینه تجارت دو جانبه ایران و شرکای عمده توسعه‌یافته (۲۰۱۱-۱۹۹۵)

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
عرض از مبدا	۰/۹	-۲/۱۲	۰/۰۳
لگاریتم تعرفه دوجانبه	۰/۰۹	۱/۴۹	۰/۱۳
لگاریتم فاصله	۰/۱۰	۲/۱۱	۰/۰۳
دسترسی به آب‌های آزاد	-۰/۰۶	-۱/۸۷	۰/۰۶
وقفه لگاریتم هزینه دوجانبه	۰/۸۳	۱۵/۲۴	۰/۰۰
		۰/۹۰	
		۲۰۴/۸۵***	

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*،**،*** به‌ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

مطابق نتایج رگرسیون منتخب، مطابق با انتظارات و مطالعات قبلی، هزینه‌های تجارت دوجانبه کشورهای توسعه‌یافته با لگاریتم تعرفه دوجانبه، لگاریتم فاصله و وقفه هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران و کشورهای توسعه‌یافته رابطه مستقیم و با دسترسی به آب‌های آزاد رابطه معکوس دارد. ۹۰ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای وارد شده در مدل توضیح داده شده است. نتایج حاکی از آن است که هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران با کشورهای توسعه‌یافته با افزایش یک درصدی لگاریتم تعرفه دوجانبه کشورهای توسعه‌یافته، لگاریتم فاصله و لگاریتم هزینه‌های تجارت دوجانبه با این کشورها در دوره قبل، افزایش ۰/۰۹، ۰/۱۰ و ۰/۸۳ درصدی و با امکان دسترسی به آب‌های آزاد کاهش ۰/۰۶ درصدی را تجربه خواهد نمود. نتایج آزمون ایستایی باقیمانده‌های الگو در جدول ۱۵ ارائه شده است. بر این اساس باقیمانده‌های رگرسیون فاقد ریشه واحد و مؤید وجود همگرایی میان متغیرهاست.

جدول ۱۵: نتایج آزمون ایستایی باقیمانده مدل تجارت با کشورهای توسعه‌یافته طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۵

متغیر	فرضیه صفر	آزمون	سطح	تفاضل مرتبه اول
باقیمانده رگرسیون	وجود ریشه واحد	Im, Pesaran, Shin W-stat	-۶/۷۲***	-
		ADF- Fisher Chi-square	۵۹/۵۵***	-
		PP- Fisher Chi-square	۶۱/۱۰***	-
	عدم وجود ریشه واحد	Hadri Z-stat	۱/۱۶	-

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*،**،*** به‌ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

- نمودار میانگین هزینه تجارت دو جانبه ایران و هر یک از شرکای تجاری نشان‌دهنده ثبات تجارت با کشورهای ترکیه، چین و کویت از گروه کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه‌یافته ژاپن، فرانسه، ایتالیا و استرالیا است. بر اساس نتایج هزینه‌های تجارت با کشورهای در حال توسعه امارات متحده عربی، کره جنوبی و ترکیه و کشورهای ایتالیا، فرانسه و آلمان ازگروه کشورهای توسعه‌یافته کمترین سطح هزینه‌ها را داشته است. نتایج حاکی از آن است که هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران با کشورهای سریلانکا، عمان و چین بیشترین کاهش و هزینه‌های تجارت دوجانبه با کانادا و سوئد بیشترین افزایش را داشته است.
- نتایج حاکی از عدم کاهش میانگین وزنی هزینه‌های تجارت ایران طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ با کشورهای توسعه‌یافته و روند نزولی میانگین وزنی هزینه‌های تجارت ایران با کشورهای در حال توسعه است.
- بر اساس این نتایج میانگین موزون هزینه‌های تجارت ایران با کشورهای در حال توسعه کمتر از هزینه‌های تجارت این محصولات با شرکای عمده توسعه‌یافته است.
- مطابق نتایج به دست آمده در مطالعات هوتکمن و نیکاتا (۲۰۱۱)، دان و گرانت (۲۰۱۲) و نووی (۲۰۱۲) در خصوص رگرسیون‌ها در تجارت با گروه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، افزایش تعرفه‌های دو جانبه محصولات تأثیر مثبت و معنی‌دار بر هزینه‌های تجارت دو جانبه داشته است. این نتیجه موید اهمیت به سزای سیاست‌گذاری‌های اقتصاد بر هزینه‌های تجارت با شرکای عمده تجاری و به تبع تاثیر بر روند رشد تجارت ایران و این کشورهاست.

• مطابق نتایج به دست آمده در مطالعات هوتکمن و نیکاتا (۲۰۱۱)، دان و گرانت (۲۰۱۲) و نووی (۲۰۱۲) در رگرسیون‌ها، فاصله با هزینه‌های تجارت دوجانبه با گروه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه رابطه مستقیم و مثبت داشته است.

• مطابق نتایج به دست آمده در مطالعات هوتکمن و نیکاتا (۲۰۱۱)، دان و گرانت (۲۰۱۲) و نووی (۲۰۱۲) و مطابق با انتظار متغیرهای دسترسی به آب‌های آزاد، جزیره بودن و همجواری تأثیر منفی و کاهشی بر هزینه‌های تجارت داشته است.

• بررسی‌ها حاکی از آن است که متغیرهای جزیره بودن، فاصله و همجواری بر هزینه‌های تجارت ایران با کشورهای در حال توسعه تأثیر معنی‌داری نداشته است. دلیل این امر را می‌توان به التزام و اجرای استراتژی‌های گسترش تجارت ایران با کشورهای در حال توسعه، محدودیت‌های تجاری با کشورهای توسعه‌یافته به دلیل تحریم‌های اعمال شده علیه ایران و محدودیت ترکیب کالاهای تجاری با این کشورها نسبت داد.

• مطابق نتایج هزینه‌های تجارت دوجانبه ایران با کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه به طور معنی‌دار و مثبتی به هزینه‌های متناظر در دوره قبل وابسته است. به طوری که یک درصد افزایش هزینه‌های تجارت دوجانبه در دوره قبل به طور میانگین به افزایش ۰/۸۴ درصدی هزینه‌ها در دوره جاری می‌انجامد. این نتیجه می‌تواند موید اثربخشی سیاست‌گذاری‌های کارای اقتصادی بر تغییر روند هزینه‌های تجاری آتی باشد.

• مقایسه نتایج حاکی از آن است که تأثیر وقفه هزینه‌های تجارت دوجانبه با گروه کشورهای در حال توسعه بیشتر از اثر متناظر بر هزینه‌های تجارت این گروه محصولات با کشورهای توسعه‌یافته است.

بر پایه نتایج به دست آمده پیشنهادات زیر قابل ارائه می‌باشند:

• با توجه به وابستگی شدید واردات به صادرات نفتی و تأثیر کاهش هزینه‌های تجارت دوجانبه بر قیمت کالاها و در نتیجه خروج ارز پیشنهاد می‌شود تا در واردات کالاها در گروه‌های مختلف به ویژه کالاهای دارای جانشین جهانی وارداتی، بازارها با توجه به هزینه‌های تجارت دوجانبه میان کشورها انتخاب گردند.

• با توجه به تفاوت هزینه‌های تجارت دو جانبه میان کالاهای مختلف با ویژگی‌های متفاوت پیشنهاد می‌شود که هزینه‌های تجارت دو جانبه در گروه کالاهای جزئی‌تر محاسبه و تجارت در هر گروه کالا بر اساس هزینه‌های تجارت محاسبه شده مقصد یابی و مبادله گردد.

- بر اساس نتایج، میانگین موزون هزینه‌های تجارت ایران با کشورهای در حال توسعه کمتر از هزینه‌های تجارت این محصولات با شرکای عمده توسعه‌یافته است. با توجه به تأثیر کاهش هزینه‌های تجارت بر کاهش خروج ارز از طریق واردات و افزایش ارزآوری صادرات محصولات مختلف توجه خاص بر توسعه تجارت با کشورهای در حال توسعه پیشنهاد می‌شود.
- بر اساس بررسی‌های صورت گرفته در خصوص نحوه تأثیر عوامل، بایستی در مقصدیابی و بازاریابی صادرات کالاها به فاصله، تعرفه‌های وضع شده، وجود مرز مشترک، دسترسی به حمل و نقل دریایی و وجود توافق نامه تجارت دو جانبه توجه لازم صورت گیرد.
- بر اساس نتایج، هزینه‌های تجارت ایران با کشورهای در حال توسعه تحت تأثیر فاصله، جزیره بودن و همجواری نبوده و به طور معنی‌دار متاثر از افزایش تعرفه‌های دوجانبه و هزینه‌های متناظر دوره قبل است. در نتیجه با توجه به ضرورت گسترش تجارت با گروه کشورهای در حال توسعه پیشنهاد می‌شود تا مبدا و مقصد تجارت بر اساس تعرفه‌ها انتخاب شده و از طریق اقداماتی چون انعقاد توافق‌نامه‌های تجاری ترجیحی با این گروه کشورها هزینه‌ها در هر دوره نسبت به قبل کاهش یافته و با توجه به تأثیر بر هزینه‌های متناظر آتی شرایط کاهش تدریجی هزینه‌ها در طول زمان فراهم گردد.
- تأثیر وقفه هزینه‌های تجارت دو جانبه محصولات به ویژه در خصوص تجارت ایران با کشورهای در حال توسعه، ضرورت اصلاح سیاست‌گذاری‌های اقتصادی در این زمینه و انجام اقدامات مختلف در خصوص کاهش هزینه‌های تجارت دوجانبه را نمایان می‌سازد.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. آذربایجانی، کریم. طیبی، سید کمیل. و کریمی هسنیجه، حسین (۱۳۸۱). "تعیین مناسب‌ترین ترتیبات تجاری-منطقه‌ای برای اقتصاد ایران، بر اساس شاخص‌های همگرایی و جهانی شدن". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران (۱۳): ۱۰۵-۷۷.

۲. ژاله رجبی، میترا. مقدسی، رضا. و محمدنژاد، امیر (۱۳۹۳). "مقایسه هزینه و منابع رشد تجارت دوجانبه ایران و مهم‌ترین شرکای تجاری (تجارت کالاهای کشاورزی، غیر کشاورزی و کل)". تحقیقات اقتصاد کشاورزی ٦(۱): ۴۵-۶۶.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Anderson, J. (1979). "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation". American Economic Review 69: 106-116.
2. Anderson, J. and Van Wincoop, E. (2003). "Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle". American Economic Review 93: 170-192.
3. Anderson, J. and Van Wincoop, E. (2004). "Trade Costs". Journal of Economic Literature 42: 691-751.
4. Broda, C. and Weinstein, D. (2006). "Globalization and the Gains from Variety". Quarterly Journal of Economics 121: 541-585.
5. Chen, N. and Novy, D. (2011). *Gravity, Trade Integration and Heterogeneity across Industries*, Mimeo, University of Warwick.
6. Evans, C. (2007). "National Border Effects: Location, Not Nationality, Matters". Review of International Economics 15: 347-369.
7. Head, K. and Ries, J. (2001). "Increasing Returns versus National Product Differentiation as an Explanation for the Pattern of U.S.-Canada Trade". American Economic Review 91: 858-876.
8. Helpman, E. (1999). "The Structure of Foreign Trade". Journal of Economic Perspectives 13: 121-144.
9. Katos, A., Lawler, K. and Seddighi, H. (2001). "Econometrics: A Practical Approach".
10. Melitz, M. and Ottaviano, G. (2008). "Market Size, Trade, and Productivity". Review of Economic Studies 75: 295-316.
11. Miroudot, S., Sauvage, J. and Shepherd, B. (2012). "Trade Costs and Productivity in Services Secrors". Economics Letters 114: 36-38.
12. Nitsch, V. (2000). "National Borders and International Trade: Evidence from the European Union". Canadian Journal of

Economics 33: 1091-1105.
13. Novy. D. (2012). "Gravity Redux: Measuring International Trade Costs with Panel Data". CEP Discussion Paper 1114: 1-27.
14. Warnock, F. (2003). "Exchange Rate Dynamics and the Welfare Effects of Monetary Policy in a Two-Country Model with Home-Product Bias". Journal of International Money and Finance 22: 343-363.
15. Wei, S. (1996). "Intra-National versus International Trade: How Stubborn are Nations in Global Integration?". NBER Working Paper #5531.
16. Wu, Q. and Munisamy, G. (2011). "Trade Costs in U.S. Food Manufacturing Indusries". Poster prepared of presentation at the Agricultural & Applied Economics Association's 2011 AAEA & NAREA Joint Annual Meeting, Pittsburgh, Pennsylvania, July 24-26, 2011.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هفدهم، بهار و تابستان ۱۳۹۶

سنجش اثرات درآمدی پرداخت یارانه نقدی
رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی: ضریب فزاینده به قیمت ثابت

فاطمه بزازان[1*]
نرگس برزگر[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۷/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۷/۰۸

چکیده

در این مطالعه به سنجش اثرات مستقیم و غیر مستقیم تزریق یارانه نقدی به فعالیت‌های تولیدی، درآمد عوامل تولید و نهادها به ویژه درآمد خانوارهای روستایی و شهری پرداخته شده است. این سنجش در چارچوب مدل ماتریس حسابداری اجتماعی از طریق ماتریس ضریب فزاینده قیمت ثابت که درآن ارتباط بین سیاست تزریق درآمدی و توزیع درآمد برقرارمی‌شود، صورت گرفته است. بدین منظور، از ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۵ که توسط مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی منتشر شده، اطلاعات سرشماری نفوس و مسکن مرکز آمار ایران و پرداخت یارانه نقدی ثابت ماهانه به هر فرد به عنوان منابع آماری استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که اثرات درآمدی اعمال سیاست پرداخت یارانه نقدی بر خانوارهای شهری بیش از خانوارهای روستایی است و از بین فعالیت‌های اقتصادی، خدمات، محصولات کشاورزی، وسایل خانگی، محصولات غذایی، و خرده فروشی بیشترین تاثیرپذیری را از اعمال این سیاست دارند و رتبه‌های یک تا چهار را به خود اختصاص داده‌اند.

واژگان کلیدی: ماتریس حسابداری اجتماعی، ضریب فزاینده حسابداری، ضریب فزاینده به قیمت ثابت، یارانه نقدی.

Keywords: Social Accounting Matrix, Accounting Multiplier, Multiplier Constant Prices, Subsidies.
JEL Classification: G31, H20, H24.

[1]. دانشیار گروه علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه الزهرا
(*- نویسنده مسئول: Email: fbazzazan@alzahra.ac.ir)
[2]. دانشجوی کارشناسی ارشد، رشته توسعه اقتصادی و برنامه ریزی
DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.17.29

۱- مقدمه

یارانه نوعی پرداخت انتقالی دولت به منظور حمایت از اقشار کم درآمد و بهبود توزیع درآمد گروه‌های مختلف اقتصادی است. در ایران طی سال‌های طولانی یارانه به شکل‌های مختلفی پرداخت شده است. نمونه بسیار بارز و قابل ملاحظه آن پرداخت یارانه به حامل‌های انرژی در سال‌های متمادی بوده به طوری که در مطالعات تطبیقی، ایران بیشترین یارانه انرژی را در جهان پرداخته کرده است (ون مولکت و همکاران[1]، ۲۰۰۴). اقتصاددانان معتقدند که پرداخت یارانه پیامدهای منفی زیادی به دنبال داشته و مانعی جدی برای توسعه اقتصادی کشور محسوب می‌شود. از همین رو حذف و یا هدفمند نمودن یارانه‌ها همواره یکی از اهداف کلیدی در برنامه‌های توسعه در ایران بعد از انقلاب مطرح و به صورت عملیاتی از برنامه سوم آغاز شده و بعد از آن در برنامه پنجم به طور جدی دنبال شده است. هدفمند نمودن یارانه‌ها به روش‌های مختلفی صورت می‌گیرد که هر کدام دارای پیامدهای اقتصادی مثبت و منفی خاص خود است. پیامد طرح حذف یارانه کالاها و پرداخت نقدی یکسان به خانوارهاکه از دی ماه سال ۱۳۸۹ آغاز شده در همین راستا قابل تامل است. اثرات چنین سیاستی را می‌توان به دو بخش تقسیم کرد: بخش اول حذف یارانه به صورت افزایش قیمت کالاهای مشمول یارانه (یا رویکرد هزینه محور) و بخش دوم پرداخت یارانه نقدی (رویکرد تقاضا محور)، که هر کدام اثرات جداگانه‌ای بر اقتصاد دارند. از آنجایی که اولین اثر حذف یارانه و واقعی کردن قیمت انرژی بر روی سطح عمومی قیمت‌ها یا همان اثرات تورمی است، این بعد از سیاست حذف یارانه‌ها در مطالعات متعدد و به روش‌های مختلف به ویژه مدل‌های قیمت تعادل عمومی نظیر: داده ستانده، ماتریس حسابداری اجتماعی و مدل تعادل عمومی قابل محاسبه مورد کنکاش قرار گرفته است (به عنوان نمونه: حسینی نسب و حاضری، ۱۳۹۱؛ شاه مرادی و همکاران، ۱۳۹۰؛ بانویی و پروین، ۱۳۸۷ و پرمه، ۱۳۸۴). بعد دیگر سیاست حذف یارانه، پرداخت نقدی به خانوارهاست که نیازمند معرفی گروه دیگری از مدل‌های تعادل عمومی (در قالب ماتریس حسابداری اجتماعی) است که به مدل مقداری (فیزیکی) معروف‌اند. به کمک مدل‌های مقداری اثر پرداخت یارانه نقدی بر روی درآمد حساب‌های فعالیت‌های تولیدی، عوامل تولید، و نهادها مورد سنجش قرار می‌گیرد. این‌گونه اثربخشی‌ها از کانال‌های سه گانه زیر موجب تغییر درآمد سه حساب اصلی ماتریس حسابداری اجتماعی یعنی فعالیت تولیدی، عوامل

[1]. Von Moltke (2004)

تولید، و نهادها می‌گردد:

اول، اثرات افزایش (یا کاهش) تقاضای سایر حساب‌های فعالیت‌های تولیدی مثل تقاضای کالا و خدمات خانوارها، صادرات کالاها و خدمات و یا سرمایه‌گذاری فعالیت‌های تولیدی

دوم، اثرات افزایش (یا کاهش) سایر حساب‌های عوامل تولید نظیر درآمد عوامل تولید از خارج و یا کمک‌های بلاعوض دولت به عوامل تولید

سوم، اثرات افزایش (یا کاهش) سایر حساب‌های نهادها نظیر کمک‌های بلاعوض دولت (یارانه نقدی و ...) به خانوارها.

جهت سنجش میزان اثرات سه گانه فوق در قالب مدل ماتریس حسابداری اجتماعی دو رویکرد وجود دارد: الف) ماتریس ضریب فزاینده حسابداری که در پژوهش‌های متعددی مورد استفاده قرار گرفته است، مطالعاتی نظیر: سلامی و پرمه (۱۳۸۰)، پرمه و دباغ (۱۳۸۲)، بانویی (۱۳۸۴)، بانویی و مومنی (۱۳۸۹) و فریدزاد و همکاران (۱۳۹۱) را در این گروه می‌توان طبقه‌بندی نمود. ب) ماتریس ضریب فزاینده به قیمت ثابت که در این خصوص مطالعات نسبتا محدود است و می‌توان به مطالعه عباسیان نیگجه (۱۳۹۱) اشاره کرد که از ماتریس ضریب فزاینده به قیمت ثابت جهت سنجش شاخص‌های فقر استفاده شده است. رویکرد ماتریس ضریب فزاینده حسابداری بر مبنای مساوی فرض نمودن میل نهایی و متوسط به درآمد (هزینه) خانوارها استوار است و تنها منبع آماری مورد نیاز آن یک ماتریس حسابداری اجتماعی است که با در دسترس بودن آن براحتی قابل محاسبه است و به اطلاعات اضافه‌ای نیاز ندارد. در حالی که در رویکرد ماتریس ضریب فزاینده به قیمت ثابت میل نهایی به مصرف و میل متوسط به مصرف خانوارها متفاوت‌اند و هرگونه تغییری در درآمد خانوارها (مثل دریافت یارانه نقدی) موجب افزایش در مصرف آنها بر اساس الگوی تقاضای آنها می‌گردد. چنین تحلیلی با رفتار کوتاه مدت خانوارها که با افزایش درآمد، و سپس مصرف آنها و در نتیجه تولید (به شرط وجود ظرفیت‌های خالی) نیز افزایش یافته و قیمت‌ها ثابت می‌ماند، همخوانی بیشتری دارد. متفاوت در نظر گرفتن میل نهایی و میل متوسط به مصرف خانوارها در محاسبه ماتریس ضریب فزاینده به قیمت ثابت، نیازمند اطلاعات مربوط به کشش‌های درآمدی تمامی کالاهایی که خانوارها مصرف می‌کنند، می‌باشد. در همین راستا، در مقاله حاضر از رویکرد ضریب فزاینده به قیمت ثابت جهت سنجش میزان اثرات نوع سوم بهره گرفته شده است و هدف سنجش میزان اثرات تولیدی و درآمدی پرداخت یارانه نقدی به خانوارها بر حساب‌های فعالیت‌های تولیدی و عوامل تولید و نهادها است.

جهت دستیابی به این هدف، مقاله به بخش‌های زیر سازماندهی شده است: در قسمت دوم به پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود. روش شناسی تحقیق بخش سوم مقاله را تشکیل می‌دهد. در بخش چهارم، پایه‌های آماری تحقیق معرفی می‌شود. برآورد مدل و تحلیل نتایج بخش پنجم مقاله را تشکیل می‌دهد. و بخش آخر مقاله به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی در خصوص اثرات سیاست‌های اقتصادی خصوصا پرداخت یارانه به عنوان یکی از مهمترین سیاست‌های دولت در سطح بین المللی و ایران در چند دهه اخیر صورت گرفته که در دو گروه می‌توان آنها را دسته بندی کرد. گروه اول: مطالعاتی که اثرات قیمتی حذف یارانه‌ها را برآورد کردند. گروه دوم: مطالعاتی که اثرات رفاهی و یا درآمدی خانوارها را مورد بررسی قرار داده‌اند. مطالعات نسبتا زیادی در ایران صورت گرفته که در گروه اول قرار دارند اما مطالعات نسبتا خوبی هم می‌توان در گروه دوم یافت. از آنجایی که موضوع مطالعه حاضر در گروه دوم جای دارد لذا به خلاصه‌ای از آنها اشاره می‌شود.

خلیلی عراقی و برخورداری (۲۰۱۲)، اثرات رفاهی حذف یارانه‌ها را بر روی خانوارهای ایرانی مطالعه کردند. آنها ابتدا تابع مخارج را برای انرژی و غیر انرژی برآورد کردند و نتیجه گرفتند که اگر دولت ۳۰ درصد یارانه پرداختی را به خانوارها به صورت نقدی بپردازد و در مقابل قیمت حامل‌های انرژی دو برابر شود آنگاه رفاه خانوارها افزایش خواهد یافت. اما اگر قیمت حامل‌های انرژی چهار برابر شود و همان مبلغ به خانوارها پرداخت شود رفاه آنها کاهش خواهد یافت. در مطالعه دیگری گرانادو و همکاران[1] (۲۰۱۲)، اثرات حذف یارانه‌ها بر وضعیت درآمدی خانوارها در کشورهای در حال توسعه را قابل ملاحظه برآورد نمودند. آنها نشان دادند که حذف ۰.۲۵ دلار یارانه به ازای هر لیتر، درآمد گروه‌های مختلف خانوار در این کشورها را پنج درصد کاهش می‌دهد. همچنین صبوحی (۲۰۰۱)، نشان داد که در صورت حذف یارانه‌ها در سناریوهای مختلف چه میزان قدرت خرید خانوارها کاهش می‌یابد و به چه میزان باید به آنها پرداخت شود تا آن کاهش جبران شود. همچنین، حشام الشهابی[2] (۲۰۱۲)، حذف تدریجی و حذف ناگهانی یارانه‌ها را در ایران مورد بررسی قرار داده و نشان داد که اثر حذف ناگهانی یارانه‌ها در کوتاه‌مدت بر بازار

[1]. Granado (2012)
[2]. Hesham Alshehabi (2012)

کار منفی و در بلندمدت مثبت است در حالی که حذف تدریجی یارانه‌ها هزینه‌های دوره را کاهش و اثر کمتری بر روی بازار کار دارد. در مطالعه دیگری ادلستین و کیلیان[1] (۲۰۰۹)، حساسیت رفتار خانوارهای آمریکایی را در مقابل شوک‌های نفتی (افزایش قیمت نفت در دو دوره ۱۹۷۹ و ۱۹۸۶) در آمریکا بررسی کردند. مطالعه آنها نشان می‌دهد که شوک قیمت انرژی به لحاظ تاریخی عامل مهمی در مصرف واقعی خانوارهای آمریکایی بوده لیکن عامل غالب نبوده است. حیدری و پرمه (۱۳۸۹)، موضوع حذف یارانه نان و حامل‌های انرژی را بر روی مخارج خانوارها بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که با حذف کامل یارانه‌ها مخارج خانوار شهری ۳۳ درصد و روستایی ۴۰ درصد افزایش می‌یابد. بانویی و پروین (۱۳۸۷)، نیز با استفاده از رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی آثار سیاست‌های مالی ناشی از حذف یارانه هفت گروه کالاهای اساسی بر افزایش شاخص هزینه زندگی دهک خانوارهای شهری و روستایی در چارچوب رویکرد هزینه (قیمت) را برآورد نموده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که اثر حذف یارانه بر افزایش شاخص هزینه‌ی زندگی دهک کم درآمد خانوارهای شهری و روستایی از خانوارهای پر درآمد شهری و روستایی بیشتر بوده است. در مطالعه شاه مرادی و همکاران (۱۳۹۰)، اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی در کنار پرداخت یارانه نقدی به خانوارها و بخش‌های تولیدی با استفاده از الگوی تعادل‌های محاسبه پذیر مورد بررسی قرار گرفته است. آنها با در نظر گرفتن سناریوهای مختلف نشان می‌دهند که در سیاست افزایش قیمت حامل‌های انرژی و پرداخت یارانه نقدی کاهش سهم دولت از ۲۰ درصد به ۱۰ درصد باعث می‌شود نیمی از کاهش در رفاه خانوارها جبران شده و کاهش در تولید نیز تا حدی جبران گردد. با مروری بر مطالعات پیشین جایگاه تحقیق حاضر و نوآوری آن که مربوط به استفاده از رویکرد ضریب فزاینده به قیمت ثابت است آشکار می‌شود.

۳- روش شناسی تحقیق

تفکر ماتریس حسابداری اجتماعی به حساب‌های اجتماعی که توسط ریچارد استون[2] در دهه ۱۹۶۰ برای بریتانیای کبیر و سپس برای سایر کشورهای توسعه‌یافته مطرح شد، بر می‌گردد. بعدها این تفکر توسط پیات و تربک و سایرین در دهه ۱۹۷۰ توسعه بیشتری پیدا کرد تا در خصوص

[1]. Edelstein and Kilian
[2]. Stone

تحلیل توزیع درآمد و سیاست‌های مبارزه با فقر، کشورهای در حال توسعه را یاری نماید (پیات و تربک[1]، ۱۹۷۶). معمولا از الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی برای تعیین میزان اثرات یک شوک واقعی بر تعادل جزیی به کمک ماتریس ضریب فزاینده استفاده می‌شود که در آن درآمد حساب‌ها درون‌زا است. اگر مجموعه شرایط برقرار باشد (خصوصا ظرفیت اضافی تولید و بیکاری نیروی کار وجود داشته باشد) در آن صورت از ماتریس حسابداری اجتماعی برای برآورد اثرات کل تغییرات برون‌زا مثل افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات توسط خانوارها، مخارج دولت یا صادرات استفاده می‌شود. تا زمانی که ظرفیت خالی وجود دارد هر گونه افزایش در تقاضا منجر به افزایش تولید و درآمد می‌شود بدون آن که تاثیری بر روی قیمت‌ها داشته باشد. بنابراین برای هر تزریقی در هر یک از حساب‌های ماتریس حسابداری اجتماعی، اثرات کل از جمع اثرات مستقیم و غیر مستقیم بر روی حساب‌های درون‌زا یعنی، حساب فعالیت‌های تولیدی، درآمد عوامل تولید، و گروه‌های اجتماعی- اقتصادی از طریق فرآیند ضریب فزاینده بدست می‌آید (تربک، ۲۰۰۰). برای استخراج این اثرات در روش شناسی لازم است که حساب‌ها در چارچوب ماتریس حسابداری اجتماعی به دو گروه حساب‌های برون‌زا و حساب‌های درون‌زا تفکیک شوند. مرسوم است که حساب‌های دولت، سرمایه، و جهان خارج را حساب‌های برون‌زا و حساب‌های فعالیت‌های تولیدی، عوامل تولید، و نهادها (گروه‌های درآمدی خانوارها و شرکت‌ها) را حساب‌های درون‌زا در نظر می‌گیرند. ضمنا در غیاب رفتار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، معمول این است که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و الگوی رفتاری آن برون‌زا فرض شود. در نهایت در خصوص حساب دنیای خارج فرض بر این است که صادرات (نه واردات) و مبادلات مربوطه، به متغیرهای خارجی ارتباط دارد و بنابراین می‌تواند به عنوان برون‌زا در نظر گرفته شود (تربک و جون[2]، ۱۹۹۶). با این تقسیم بندی ماتریس حسابداری اجتماعی به شکل جدول ۱ در می‌آید که در آن حساب‌های برون‌زا ادغام شده و جمع آنها به صورت یک بردار L در سطر و بردار X در ستون تحت عنوان سایر حساب‌ها آمده‌اند.

[1]. Pyatt and Thorbecke (1976)
[2]. Thorbecke and Jung (1996)

جدول ۱: ماتریس حسابداری اجتماعی بر اساس حساب‌های درون‌زا و برون‌زا

ورودی / خروجی		حساب‌های درون‌زا			حساب‌های برون‌زا	جمع ورودی‌ها
		حساب تولید	حساب عوامل تولید	حساب نهادها	سایر حساب‌ها (انباشت و دنیای خارج)	
حساب‌های درون‌زا	حساب تولید	N_{11}	۰	N_{13}	X_1	Y_1
	حساب عوامل تولید	N_{21}	۰	۰	X_2	Y_2
	حساب نهادها	۰	N_{32}	N_{33}	X_3	Y_3
حساب‌های برون‌زا	سایر حساب‌ها (واردات، یارانه، مالیات و غیره)	L_1'	L_2'	L_3'	R	Y^x
جمع خروجی‌ها		Y_1'	Y_2'	Y_3'	$Y^{x\prime}$	

منبع: Thorbecke, 2000

در ماتریس حسابداری جدول ۱، بردار سطری L دارای سه زیر ماتریس L_1'، L_2' و L_3' است. L_1 شامل مصرف سرمایه، مالیات بر تولید، واردات کالاها و خدمات، L_2 شامل پرداختی عوامل تولید به دنیای خارج و L_3 شامل پس‌انداز داخلی نهادها و پرداختی نهادها به دنیای خارج است. بردار ستونی X هم دارای سه زیر ماتریس X_1، X_2 و X_3 است. X_1 شامل تشکیل سرمایه و تغییر در موجودی انبار حساب تولید، صادرات کالاها و خدمات، X_2 دریافت عوامل تولید از دنیای خارج و X_3 دریافت نهادها از دنیای خارج و یا هر منبع دیگری غیر از حساب عوامل مثل دریافت یارانه نقدی دولتی است. تراز ترکیبی تولید – درآمدی (عوامل تولید و نهادهای داخلی جامعه) بر اساس حساب‌های درون‌زا و برون‌زا به صورت زیر نوشته می‌شوند:

$$Y_n = N_e + X \qquad (۱)$$

رابطه (۱) نشان می‌دهد که کل درآمد حساب‌های درون‌زا از دو قسمت درآمد حساب‌های درون‌زا با حساب‌های درون‌زا N_e و درآمد حساب‌های برون‌زا X تشکیل شده است. برای اهداف تحلیلی قسمت درون‌زای ماتریس مبادلات N_e تبدیل به ماتریس میل متوسط به مصرف یا ضرایب مستقیم می‌گردد. به همین منظور هر عنصری به کل درآمد ستون متناظرش تقسیم و

ماتریس ضرایب بدست می‌آید و دارای زیر ماتریس‌هایی است که هر کدام مفهوم جداگانه‌ای دارند:

$$A_n = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & A_{13} \\ A_{21} & 0 & 0 \\ 0 & A_{32} & A_{33} \end{bmatrix} \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، A_{11} همان ماتریس ضرایب فنی در داده ستانده است که بیانگر ارزش کالاهای واسطه‌ای برای تولید یک واحد پول کالای بخشی فعالیت‌های تولیدی است. A_{21} ماتریس ضرایب متوسط درآمد عوامل تولید یا ارزش نهاده‌های اولیه‌ای که برای تولید یک واحد پول از کالاهای فعالیت‌های تولیدی استفاده شده است. A_{13} ماتریس ضرایب متوسط مصرف خانوارها یا میل متوسط به مصرف خانوارها از کالاهای فعالیت‌های تولیدی است. A_{32} ماتریس ضرایب متوسط درآمد نهادهای داخلی جامعه است. A_{33} ماتریس ضرایب متوسط مبادلات درون نهادی و بین نهادی است. در رابطه (۲)، ماتریس A_n ماتریسی بر اساس میل متوسط مصرف سه حساب اصلی است که بر اساس آن رابطه (۱) بازنویسی می‌شود:

$$\begin{aligned} Y_n &= A_n Y_n + X \\ Y_n &= (I - A)^{-1} X \\ Y_n &= M_a X \end{aligned} \qquad (۳)$$

بر طبق رابطه (۳) ماتریس M_a در این ساختار ماتریس ضریب فزاینده حسابداری[1] است (پیات، ۱۹۸۵ و توربک، ۲۰۰۰)[2]. زیرا فرآیند محاسبه آن از ماتریس حسابداری بدست آمده است و نه فرآیندی که اغلب محاسبه می‌شوند که درآن صورت باید مدل پویا بر مبنای چندین ماتریس حسابداری اجتماعی و متغیرهای اضافی دیگر شناسایی شود. ماتریس ضریب فزاینده حسابداری قادر است که در سه سطح سیاست‌گذاری بر حسب تغییرات متغیر برون‌زای X بر روی متغیر درون‌زای Y_n را از طریق M_a تحت سه فرض: الف) عدم محدودیت عرضه عوامل، ب) عدم تغییر تکنولوژی تولید، و نهایتا ج) برابری میل نهایی و میل متوسط به مصرف (به عبارت دیگر

[1]. Accounting Multiplier Matrix
[2]. Pyatt, 1985 and Thorbecke (2000)

کشش درآمدی واحد) برای کلیه حساب‌های درون‌زا مورد سنجش قرار دهد (پیات و روند[1] ۱۹۸۵). در همین راستا ماتریس ضریب فزاینده حسابداری دچار محدودیت کاربردی است زیرا کشش‌های درآمدی گروه‌های خانوار به طور ضمنی واحد فرض شده است (یعنی میل متوسط به مصرف و میل نهایی به مصرف با هم برابر و بخشی از ماتریس A_n است). اگر چه ممکن است این فرض برای حساب تولید و عوامل تولید در کوتاه مدت صادق باشد اما برای الگوی مصرف (هزینه) گروه‌های درآمدی خانوارها A_{13} نمی‌تواند صادق باشد. جهت رفع محدودیت فوق پژوهشگران کشش درآمد غیر واحد خانوارها را جایگزین نموده و ماتریس C_n را به جای A_n و در نتیجه C_{13} را به جای A_{13} تعریف کردند. C_{13} ماتریس میل‌های نهایی به مصرف گروه‌های درآمدی خانوارها بر اساس کشش‌های درآمدی آنها برای کالاهای مختلف است که توسط فعالیت‌های تولیدی عرضه می‌شوند. از آنجایی که هر گونه تغییری در درآمد خانوارها بر روی مصرف آنها تاثیر داشته و میزان آن بستگی به مقدار کشش درآمدی کالای مصرفی دارد، در همین راستا اگر کشش درآمدی خانوار گروه hام برای محصول iام با نماد εy_{hi} نشان داده شود که از نسبت میل نهایی MEP_{hi} به میل متوسط به مصرف AEP_{hi} (یعنی A_{13}) بدست می‌آید به کمک آنها ماتریس C_{13} را می‌توان حساب کرد. کشش درآمدی خانوار گروه hام برای محصول iام از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$MEP_{hi} = \varepsilon y_{hi} \times AEP_{hi} \qquad (۴)$$

رابطه زیر ماتریس‌های دو ماتریس C_n و A_n به صورت $A_{32} = C_{32}$، $A_{33} = C_{33}$، $A_{21} = C_{21}$، $A_{22} = C_{22}$ و $A_{13} \neq C_{13}$ است. جهت مدل سازی ضریب فزاینده به قیمت ثابت، معادله تراز حسابداری از حساب‌های اصلی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Y_n = T + X \qquad (۵)$$

با دیفرانسیل‌گیری از رابطه (۵)، داریم:

$$dY_n = dT + dX \qquad (۶)$$

$$dY_n = C_n dY_n + dX \qquad (۷)$$

[1]. Pyatt, and Round (1985)

رابطه (۷) از رابطه (۶) بدست می‌آید اگر هر عنصر از ماتریس C_n مشتق جزیی ماتریس T نسبت به Y باشد با این مفهوم ماتریس C_n ماتریس میل نهایی به مصرف تلقی می‌شود. آنگاه می‌توان نوشت:

$$dY_n = (I - C_n)^{-1} dX \qquad (۸)$$

رابطه (۸) تغییر در درآمد dY_n ناشی از تغییر در تزریقات dX را به فرض این که ماتریس $(I - C_n)$ دارای معکوس باشد قابل محاسبه می‌نماید، آنگاه می‌توان نوشت:

$$dY_n = M_c dX \qquad (۹)$$

در رابطه (۹) M_c ماتریس ضریب فزاینده به قیمت ثابت شناخته می‌شود (توربک، ۲۰۰۰) و برتری آن به ماتریس ضریب فزاینده حسابداری این است که درآن اثر اعمال هر شوک سیاستی از ناحیه متغیرهای برون‌زا بر روی متغیرهای درون‌زای مدل با توجه به میزان کشش درآمدی مورد سنجش قرار می‌گیرد. قابل ذکر است که در این مورد تابع مصرف تابعی از کل درآمد است و نه درآمد قابل تصرف که مالیات از آن کسر شده باشد. در نتیجه کشش‌های درآمدی باید به عنوان تابعی از درآمد کل به جای درآمد قابل تصرف باشند. علاوه بر این اثرات قیمتی نیز حذف شده است. مزیت غیر قابل انکار ضریب فزاینده قیمت ثابت در مقایسه با ضریب فزاینده حسابداری این است که منعکس‌کننده رفتار نسبتا واقعی‌تر مصرف کنندگان است.

از آنجایی که هدف این مطالعه برآورد اثر سیاست پرداخت یارانه‌های نقدی بر درآمد حساب‌های اصلی در ماتریس حسابداری اجتماعی است، این امر بستگی به تکنولوژی مورد استفاده فعالیت‌های اقتصادی، میزان استفاده از عوامل اولیه تولیدی که توسط گروه‌های اجتماعی – اقتصادی عرضه می‌شود، و میزان ارتباط متقابل میان فعالیت‌های اقتصادی و نهایتا میان گروه‌های مختلف دارد. به این منظور اگر ابتدا ماتریس میل نهایی به مصرف (C_n) با ماتریس‌های جزئی آن به صورت زیر بازنویسی شده و سپس معادله (۷) بر اساس ماتریس افراز شده نوشته شود، داریم:

$$\begin{bmatrix} dY_1 \\ dY_2 \\ dY_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & C_{13} \\ C_{21} & 0 & 0 \\ 0 & C_{32} & C_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dY_1 \\ dY_2 \\ dY_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} dX_1 \\ dX_2 \\ dX_3 \end{bmatrix} \qquad (۱۰)$$

$$C_n = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & C_{13} \\ C_{21} & 0 & 0 \\ 0 & C_{32} & C_{33} \end{bmatrix}$$

تغییر در درآمد حساب‌های درون‌زای سه گانه به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\begin{aligned} &a) dY_1 = (I - C_{11})^{-1} C_{13} dY_3 + (I - C_{11})^{-1} dX_1 \\ &b) dY_2 = C_{21} dY_1 + dX_2 \\ &c) dY_3 = (I - C_{33})^{-1} C_{32} dY_2 + (I - C_{33})^{-1} dX_3 \end{aligned} \qquad (۱۱)$$

روابط سه گانه (۱۱) قادر است که سه سطح از سیاست‌گذاری بر حسب تغییرات متغیرهای سیاست‌گذاری (برون‌زا) dX_1، dX_2، و dX_3 را بر روی متغیرهای درون‌زا dY_1، dY_2 و dY_3 محاسبه نماید (روساریا وگا[1]، ۲۰۰۸). تمرکز مقاله حاضر بر روی پرداخت یارانه نقدی دولت به خانوارها است که نوعی افزایش درآمد خانوارها تلقی شده و در رابطه (۱۱) با dX_3 تعریف می‌شود. با اعمال شوک از ناحیه dX_3، به شرط آن که سایر حساب‌های برون‌زا ثابت باشد یعنی $(dX_1 = dX_2 = 0)$ روابط شماره (۱۲) به صورت زیر در می‌آیند:

$$\begin{aligned} &a) dY_1 = (I - C_{11})^{-1} C_{13} dY_3 \\ &b) dY_2 = C_{21} dY_1 \\ &c) dY_3 = (I - C_{33})^{-1} C_{32} dY_2 + (I - C_{33})^{-1} dX_3 \end{aligned} \qquad (۱۲)$$

حال اگر معادل dY_2 از رابطه b معادلات شماره (۱۲) در معادله c قرار گیرد و به جای dY_1 از رابطه a معادلات رابطه (۱۳) قرار داده شود:

$$dY_3 = (I - C_{33})^{-1} C_{32} C_{21} [(I - C_{11})^{-1} C_{13} dY_3] + (I - C_{33})^{-1} dX_3 \qquad (۱۳)$$

[1]. Rosari Vega (2008)

از معادله (۱۳) dY_3 را بدست می‌آوریم:

$$dY_3 = \{I-(I-C_{33})^{-1}C_{32}C_{21}(I-C_{11})^{-1}C_{13}\}^{-1}(I-C_{33})^{-1}dX_3 \quad (۱۴)$$

به همین روش می‌توان اثر تغییر متغیر برون‌زای dX_3 را بر درآمد عوامل تولید dY_2 و درآمد (تولید) فعالیت‌های تولیدی dY_1 بدست آورد:

$$dY_1 = (I-C_{11})^{-1}C_{13}\{I-(I-C_{33})^{-1}C_{32}C_{21}[(I-C_{11})^{-1}C_{13}\}^{-1}(I-C_{33})^{-1}dX_3 \quad (۱۵)$$

$$dY_2 = C_{21}(I-C_{11})^{-1}C_{13}\{I-(I-C_{33})^{-1}C_{32}C_{21}[(I-C_{11})^{-1}C_{13}\}^{-1}(I-C_{33})^{-1}dX_3 \quad (۱۶)$$

رابطه (۱۴) اثرات مستقیم و غیر مستقیم تغییرات برون‌زای حساب درآمد نهادها (گروه‌های اقتصادی اجتماعی خانوارها) dX_3 را بر تغییرات درآمد نهادها dY_3 آشکار می‌سازد. در حالی که رابطه (۱۵) اثرات مستقیم و غیر مستقیم تغییرات برون‌زای حساب درآمد نهادها (گروه‌های اقتصادی اجتماعی خانوارها) dX_3 را بر تغییرات تولید (درآمد) فعالیت‌های تولیدی dY_1 آشکار می‌سازد. همچنین رابطه (۱۶) اثرات مستقیم و غیر مستقیم تغییرات برون‌زای حساب درآمد نهادها (گروه‌های اقتصادی اجتماعی خانوارها) dX_3 را بر تغییرات درآمد عوامل تولید dY_2 مورد سنجش قرار می‌دهد. فرآیند اثرات مستقیم و غیر مستقیم از طریق معکوس ماتریس $(I-C_n)$ می‌باشد که با M_C در رابطه (۹) نشان داده شده است.

۴- منابع آماری

به منظور دستیابی به اهداف پژوهش حاضر از سه منبع آماری زیر استفاده شده است.

اول، ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۵ که توسط مرکز پژوهش‌های مجلس تهیه شده است (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۹۱). ماتریس حسابداری اجتماعی فوق در سطح ۴۸ بخش و برای سال ۱۳۸۵ به قیمت تولیدکننده است که متناسب با اطلاعات موجود در قسمت محاسبه ضریب فزاینده قیمت ثابت، ابعاد آن به ۲۰ بخش: ۱) زراعت، جنگلداری؛ ۲) ماهیگیری، دامداری؛ ۳) استخراج معدن؛ ۴) محصولات غذایی؛ ۵) منسوجات، کفش و پوشاک؛ ۶) محصولات چوبی؛ ۷) فلزات و ماشین‌آلات؛ ۸) رسانه؛ ۹) وسایل نقلیه؛ ۱۰) برق و گاز؛ ۱۱) ساختمان؛ ۱۲) آب؛ ۱۳)

حمـل و نقـل؛ ۱۴) پسـت و مخـابرات؛ ۱۵) آمـوزش؛ ۱۶) بیمـه؛ ۱۷) بهداشـت ودرمـان؛ ۱۸) خرده‌فروشی؛ ۱۹) بانک و واسطه‌گری‌های مالی؛ و ۲۰) خدمات، تقلیل داده شده است. این بخش‌ها حساب تولید را تشکیل می‌دهند. حساب عوامل تولید به سه زیر حساب: جبران خدمات کارکنان، درآمد مختلط و مازاد عملیاتی ناخالص گروه‌بندی شده است.گروه‌های خانوار شهری و روستایی بر حسب دهک‌های درآمدی بیست گروه زیر حساب نهادها را تشکیل می‌دهند که به علت محدودیت آماری در بخش کشش درآمدی خانوارها، دهک‌های درآمدی به صورت دو گروه خانوار شهری و روستایی ادغام شده‌اند. در نهایت پس از تراز کردن، ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۵، با ۲۰ بخش، سه زیر حساب عوامل تولید و دو زیر حساب گروه‌های اقتصادی اجتماعی خانوارها و یک حساب به صورت سایر حساب‌ها استخراج گردید.

دوم، آمار مربوط به فرآیند محاسبه ضرایب فزاینده قیمت ثابت می‌باشد. به این منظور در چارچوب ماتریس حسابداری اجتماعی نیاز به کشش‌های درآمدی بخش‌های مرتبط با ماتریس حسابداری اجتماعی در قسمت اول وجود دارد. از آنجایی که مطالعه جامع و کاملی که در آن کشش‌های درآمدی بخش‌های بیست گانه ماتریس حسابداری اجتماعی محاسبه شده باشد، وجود نداشت لذا در این مطالعه از کشش‌های درآمدی که در مطالعات گوناگون بدست آمده، استفاده شده است. از آنجا که در این مقاله ماتریس حسابداری اجتماعی مربوط به سال ۱۳۸۵ است، مقادیر کشش درآمدی و منابع آماری آن‌ها به طور خلاصه در جدول ۲، سازماندهی شده است.

سوم، آمار جمعیت کل کشور به تفکیک جمعیت روستایی و شهری است که از مرکز آمار ایران اخذ شده و فرض بر این است افرادی که یارانه دریافت نمی‌کنند شهری هستند. بر اساس محاسبات یارانه نقدی معادل ۵/۵۰ درصد درآمد خانوار شهری و ۲/۳۳ درصد درآمد خانوار روستایی در سال ۱۳۹۰ است.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

جهت محاسبه اثربخشی سیاست پرداخت یارانه نقدی، ابتدا ضریب فزاینده حسابداری و ضریب فزاینده قیمت ثابت، براساس پایه‌های آماری که به طور مشروح توضیح داده شد محاسبه و نتایج در جدول شماره ۳ سازماندهی شده است. بر اساس جدول ۳ می‌توان به مشاهدات زیر اشاره کرد:

جدول ۲: کشش درآمدی خانوارهای شهری و روستایی (εy_{hi})

کد بخش	فعالیت اقتصادی	مناطق شهری	مناطق روستایی	ماخذ
۱	دامداری (گوشت قرمز و ماهی)	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۵	باریکانی و گودرزی (۱۳۸۶)
۲	وسایل نقلیه	۳/۰۵	۳/۰۵	داوودی و قاسمی مند (۱۳۸۵)
۳	گاز	۰/۱۷	۰/۱۷	کشاورز حداد (۱۳۸۶)
٤	آب	۰/۴۷	۰/۴۷	صالحی نیا (پولاک - والس) (۱۳۸۷)
٥	حمل و نقل (ریلی، هوایی، جاده‌ای)	۰/۲	۰/۱۷	گسکری و اقبالی، کفایی، گودرزی (۱۳۸۳)
٦	بیمه (عمر، حمل ونقل)	۰/۶۳	۰/۶۳	کاردگر، صدر آبادی، فولادیان (۱۳۷۶)
۷	مکالمات شهری	۰/۷۷	۰/۷۷	ستوده (۱۳۷۸)
۸	مواد خوراکی	۰/۷۵۸	۰/۹۶	گودرزی (۱۳۸۶)
۹	غلات	۰/۹۴	۰/۹۹	گودرزی (۱۳۸۶)
۱۰	پوشاک، کفش	۰/۰۲۹	۰/۰۲۷	گودرزی، یوسف آملی (۱۳۹۰)
۱۱	فلزات و ماشین آلات (لوازم خانگی)	۱/۳	۱	گودرزی (۱۳۸۶)
۱۲	آموزش	۱/۴۳	۱/۱۲	گودرزی (۱۳۸۶)
۱۳	بهداشت و درمان	۰/۷۹۷	۰/۸۲	گودرزی (۱۳۸۶)
١٤	روزنامه	۱/۴۱	۱/۶۸	نادران و عبدلی، گیلدا (۱۳۸۱)
۱٥	چوب و مبل	۰/۴۲	۱/۰۰۶	یوسف آملی (۱۳۹۰)
١٦	خرده فروشی	۰/۵۶۲	۰/۵۶۲	کیایی‌ها (۱۳۸۹)
۱۷	خدمات (فعالیت‌های عمومی، اجتماعی، ...)	۰/۱۲	۰/۱۲	کیایی‌ها (۱۳۸۹)
۱۸	ساختمان	۰/۸۸۲	۱/۰۵	کیایی‌ها (۱۳۸۹)
۱۹	بانک و واسطه گری‌های مالی	۰/۱۲۸	۱/۱۲۰	کیایی‌ها (۱۳۸۹)
۲۰	استخراج معدن	۰/۶۷۲	۰/۰۵۷	کیایی‌ها (۱۳۸۹)

ماخذ: محاسبات محقق

الف) ضریب فزاینده حسابداری برای هر دو گروه خانوار روستایی و شهری از ضریب فزاینده به قیمت ثابت (۴/۶۵ در مقابل ۳/۶۸ برای خانوارهای روستایی و ۴/۶۳ در مقابل ۳/۶۲ برای خانوارهای شهری) بزرگتر است. علت این اختلاف به ماهیت محاسبه دو ضریب فزاینده مربوط می‌شود که در ضریب فزاینده حسابداری کشش درآمدی همه کالاها واحد در نظر گرفته می‌شود به این معنی که با هر میزان افزایش درآمد خانوار، تقاضای (مصرف) همه کالاها به همان میزان نیز افزایش می‌یابد. در حالی که در ضریب فزاینده به قیمت ثابت کالاهای ضروری به ویژه مواد غذایی اصلی در سبد مصرفی خانوار که کشش درآمدی کمتر از واحد دارند، کمتر تاثیر می‌پذیرند. **ب)** سهم بخش‌ها در محاسبه ضریب فزاینده حسابداری برای خانوارهای روستایی و شهری نیزمتفاوت است. به طوری که چهار بخش خدمات، خرده فروشی و عمده فروشی، رادیو و تلویزیون و محصولات کشاورزی بیشترین سهم را در ضریب فزاینده حسابداری شهری دارند، در

حالی که برای خانوارهای روستایی چهار بخش خرده فروشی، محصولات کشاورزی، خدمات و رادیو وتلویزیون بیشترین سهم را دارند که با ساختار مصرف زندگی شهری و روستایی همخوانی دارد. رتبه‌بندی بخشی در ضریب فزاینده قیمت ثابت کماکان با نتایج رتبه‌بندی ضریب فزاینده حسابداری همخوانی دارد.

جدول ۳: اثرتزریق یک واحد درآمد نهادها بر درآمد کلیه حساب‌ها

کد بخش	ضریب فزاینده قیمت ثابت				ضریب فزاینده حسابداری			
	شهری		روستایی		شهری		روستایی	
	مقدار	درصد	مقدار	درصد	مقدار	درصد	مقدار	درصد
۱	۰/۱۵۵	۱۰/۵	۰/۲۲۵	۱۴/۴	۰/۲۱۲	۱۰/۵	۰/۲۶۱	۱۲/۷
۲	۰/۰۰۲	۰/۱	۰/۰۰۳	۰/۲	۰/۰۲۱	۱/۱	۰/۰۴۷	۲/۳
۳	۰/۰۴۶	۳/۱	۰/۰۴۲	۲/۷	۰/۰۹۲	۴/۶	۰/۱۰۴	۵/۱
۴	۰/۱۱۱	۷/۵	۰/۱۶۲	۱۰/۴	۰/۱۶۰	۷/۹	۰/۱۹۴	۹/۴
۵	۰/۰۰۵	۰/۴	۰/۰۰۷	۰/۴	۰/۰۴۲	½	۰/۰۵۹	۲/۹
۶	۰/۰۱۱	۰/۸	۰/۰۱۹	۱/۲	۰/۰۲۰	۱/۰	۰/۰۲۲	۱/۱
۷	۰/۰۴۶	۳/۱	۰/۰۴۵	۲/۹	۰/۰۴۳	۲/۲	۰/۰۴۷	۲/۳
۸	۰/۱۶۴	۱۱/۱	۰/۲۰۱	۱۲/۹	۰/۲۱۹	۱۰/۸	۰/۲۲۸	۱۱/۱
۹	۰/۱۶۰	۱۰/۹	۰/۱۱۶	۷/۵	۰/۰۵۹	۲/۹	۰/۰۴۵	۲/۲
۱۰	۰/۰۱۲	۰/۸	۰/۰۱۵	۰/۹	۰/۰۴۱	۲/۰	۰/۰۳۹	۱/۹
۱۱	۰/۰۱۲	۰/۸	۰/۰۰۹	۰/۶	۰/۰۱۸	۰/۹	۰/۰۱۷	۰/۸
۱۲	۰/۰۳۴	۲/۳	۰/۰۳۴	۲/۲	۰/۰۴۹	۲/۴	۰/۰۴۹	۲/۴
۱۳	۰/۰۳۶	۲/۵	۰/۰۴۶	۳/۰	۰/۱۲۱	۶/۰	۰/۱۴۸	۷/۲
۱۴	۰/۰۳۵	۲/۴	۰/۰۲۸	۱/۸	۰/۰۵۰	۲/۵	۰/۰۴۱	۲/۰
۱۵	۰/۰۶۰	۴/۰	۰/۰۳۲	۲/۰	۰/۰۴۷	۲/۳	۰/۰۳۱	۱/۵
۱۶	۰/۰۵۹	۴/۰	۰/۰۷۱	۴/۶	۰/۰۹۵	۴/۷	۰/۱۰۳	۵/۰
۱۷	۰/۰۸۹	۶/۰	۰/۰۷۳	۴/۷	۰/۱۲۳	۶/۱	۰/۱۰۳	۵/۰
۱۸	۰/۰۶۸	۴/۶	۰/۲۴۶	۱۵/۷	۰/۲۲۰	۱۰/۹	۰/۲۶۹	۱۳/۱
۱۹	۰/۰۰۶	۰/۴	۰/۰۱۳	۰/۸	۰/۰۲۳	۱/۱	۰/۰۱۸	۰/۹
۲۰	۰/۳۴۶	۲۴/۷	۰/۱۷۵	۱۱/۲	۰/۳۶۵	۱۸/۱	۰/۲۳۵	۱۱/۴
اثر کل بر تولید	۱/۴۷	۱۰۰	۱/۵۶	۱۰۰	۲/۰۲	۱۰۰	۲/۰۶	۱۰۰
عوامل تولید	۰/۷۴		۰/۷۲	–	۱/۰۴	–	۱/۰۳	–
خانوار شهری	۱/۳۳		۰/۳۱		۱/۴۶		۰/۴۴	
خانوار روستایی	۰/۰۸		۱/۰۹		۰/۱۱		۱/۱۳	
اثر کل بر نهادها	۱/۴۱		۱/۴۰		۱/۵۷		۱/۵۷	
جمع اثرات	۳/۶۲		۳/۶۸		۴/۶۳		۴/۶۵	

ماخذ: محاسبات محقق

ج) با مشاهده مقادیر هر دو ضریب فزاینده مشخص می‌شود که به استثنای برخی بخش‌های خدماتی ضریب فزاینده خانوارهای روستایی همواره از ضریب فزاینده متناظرشان برای خانوارهای شهری بزرگتر است که با مبانی نظری رفتار مصرف کننده که خانوارهای کم درآمد درصد بالاتری از درآمدشان را مصرف می‌کنند منطبق است.

مقایسه دو ضریب فزاینده ما را به سمت استفاده از ضریب فزاینده به قیمت ثابت به دلیل بیان واقعی‌تر از رفتار مصرف‌کننده هدایت می‌کند. جهت برآورد اثر درآمدی یارانه نقدی، میزان یارانه پرداختی و سهم آن برای دو گروه خانوارهای شهری و روستایی به صورت شوک متغیر برون‌زا dX_3 به مدل در روابط (۱۴) الی (۱۶) وارد و تغییر متغیر درون‌زای dY_1 و dY_2 و dY_3 محاسبه و نتایج در جدول ۵ سازماندهی شده است. به طور کلی، ارقام جدول ۴ نشان می‌دهد که اجرای سیاست پرداخت یارانه نقدی چه میزان بر تولید فعالیت‌های تولیدی dY_1، درآمد عوامل تولید dY_2، و درآمد حساب‌گروه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها dY_3 به‌طور مستقیم و غیر مستقیم اثرگذار است. بر اساس نتایج جدول ۴ می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

۱- پرداخت یارانه نقدی توسط دولت موجب می‌شود درآمد کل حساب‌ها ۱۴۳۰۹۲۳میلیارد ریال افزایش یابد، که این مقدار نسبت به GDP سال ۱۳۹۱ نزدیک به ۲۰ درصد است. اجزای افزایش درآمد کل بدین قرار است: الف) تولید حساب فعالیت‌های تولیدی در اثر تزریق یارانه فوق ۵۹۰۵۹۳ میلیارد ریال افزایش می‌یابد که این مقدار معادل ۸ درصد از GDP سال ۱۳۹۱ است. ب) درآمد حساب عوامل تولید ۲۸۸۱۲۶ میلیارد ریال افزایش می‌یابد که معادل با ۴.۰۳ درصد از GDP سال ۱۳۹۱ است. ج) درآمد حساب گروه‌های اجتماعی اقتصادی خانوارها ۵۲۲۲۰۳ میلیارد ریال افزایش یافته که این مقدار نیز معادل با ۸۷ درصد GDP سال ۱۳۹۱ است.

۲- اعمال سیاست پرداخت یارانه نقدی بر درآمد خانوار شهری بیش از درآمد خانوار روستایی اثرگذار است. از بین فعالیت‌های تولیدی بخش‌هایی که دارای ضریب فزاینده به قیمت ثابت بزرگتری بودند مثل: خدمات، محصولات کشاورزی، وسایل خانگی، محصولات غذایی و خرده‌فروشی اثرپذیری بیشتری داشته‌اند.

جدول ۴: اثر پرداخت یارانه نقدی بر درآمد انواع حساب‌ها - رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت

کد بخش	فعالیت اقتصادی	مقدار (میلیارد ریال)	درصد افزایش درآمد بر حسب GDP	رتبه
۱	زراعت.جنگلداری	۶۹۲۸۸	۰/۹۷	۲
۲	ماهیگیری دامداری	۷۹۶	۰/۰۱	۲۰
۳	استخراج معادن	۱۷۵۹۳	۰/۲۵	۱۱
۴	محصولات غذایی	۴۹۶۴۲	۰/۶۹	۵
۵	منسوجات،کفش و پوشاک	۲۲۳۶	۰/۰۳	۱۹
۶	محصولات چوبی	۵۲۹۷	۰/۰۷	۱۵
۷	فلزات و ماشین آلات	۱۸۰۳۲	۰/۲۵	۱۰
۸	رادیو و تلویزیون	۶۸۹۱۵	۰/۹۶	۳
۹	وسایل نقلیه	۵۷۸۸۹	۰/۸۱	۴
۱۰	برق و گاز	۴۹۲۰	۰/۰۷	۱۶
۱۱	ساختمان	۴۴۳۳	۰/۰۶	۱۷
۱۲	آب	۱۳۳۱۹	۰/۱۹	۱۳
۱۳	حمل و نقل	۱۵۴۸۴	۰/۲۲	۱۲
۱۴	پست و مخابرات	۱۳۰۴۹	۰/۱۸	۱۴
۱۵	آموزش	۲۰۲۵۱	۰/۲۸	۹
۱۶	بیمه	۲۴۵۳۹	۰/۳۴	۸
۱۷	بهداشت و درمان	۳۳۲۲۳	۰/۴۶	۷
۱۸	خرده فروشی	۴۷۴۸۰	۰/۶۶	۶
۱۹	بانک	۳۰۸۹	۰/۰۴	۱۸
۲۰	خدمات	۱۲۱۱۱۸	۱/۶۹	۱
جمع درآمد حساب فعالیت تولیدی		۵۹۰۵۹۳	۸	-
جمع درآمد حساب عوامل تولید		۲۸۸۱۲۶	۴/۰۳	-
خانوار شهری		۴۰۳۰۶۳	۵.۶۴	-
خانوار روستایی		۱۴۹۱۴۰	۲.۰۹	-
جمع حساب درآمد خانوارها		۵۵۲۲۰۳	۸	-
جمع درآمد کل حساب‌ها		۱۴۳۰۹۲۳	۲۰.۰۳	-

ماخذ: محاسبات محقق بر اساس رابطه (۹)

۶- نتیجه‌گیری

هدفمند نمودن یارانه‌ها همواره یکی از مباحث با اهمیت در برنامه‌های توسعه اقتصادی در سه دهه گذشته بوده و پرسش اصلی بر روی روش‌های پرداخت آن است. تجربه نشان داده است که روش‌ها مختلف‌اند و هر یک پیامدهای اقتصادی-اجتماعی مخصوص به خودش را دارد. روش پرداخت نقدی یکسان و مستقیم به خانوارها که از دی ماه سال ۱۳۸۹ شروع شده و تاکنون ادامه دارد، دارای پیامدهای بسیار متنوعی در لایه‌های مختلف اقتصادی بوده است. اثر فوری آن بر روی

سطح عمومی قیمت‌ها است و در کنار آن اثر تولیدی با اهمیتی نیز می‌تواند داشته باشد. افزایش درآمد خانوارها در اثر پرداخت یارانه نقدی ترکیب هزینه خانوار و در نتیجه ترکیب تولید در اقتصاد را دچار دگرگونی می‌کند. این بعد از سیاست حذف یارانه‌ها یعنی مطالعه اثرات آن بر روی تولید فعالیت‌های تولیدی، درآمد نهادهای اقتصادی -اجتماعی نظیر خانوارها و صاحبان عوامل تولید می‌تواند با اهمیت تلقی شود که هدف اصلی مقاله حاضر می‌باشد. تحلیل و سنجش اثرات با استفاده از رویکرد ضریب فزاینده ماتریس حسابداری اجتماعی است که ارتباط بین سیاست تزریق درآمدی و توزیع درآمد در چارچوب مدل ماتریس حسابداری اجتماعی را از طریق ماتریس ضریب فزاینده قیمت ثابت برقرار می‌کند. در همین راستا به محدودیت استفاده از ماتریس ضریب فزاینده حسابداری که در آن کشش‌های درآمدی گروه‌های خانوار به طور ضمنی واحد فرض می‌شود نیز پرداخته شد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اعمال سیاست پرداخت یارانه نقدی بر درآمد خانوار شهری بیشتر از درآمد خانوار روستایی اثر گذار است. از بین فعالیت‌های تولیدی هم بخش‌هایی که دارای ضریب فزاینده به قیمت ثابت بزرگتری بودند مثل: خدمات، محصولات کشاورزی، وسایل خانگی، محصولات غذایی و خرده فروشی اثرپذیری بیشتری داشته‌اند.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. باریکانی، الهام. شجری، شاهرخ. و امجدی، افشین (۱۳۸۶). "محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای مواد غذایی در ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل پویا". اقتصاد کشاورزی و توسعه (۶۰): ۱۴۵-۱۲۵.

۲. بانویی، علی اصغر (۱۳۸۴). "بررسی رابطه بین توزیع درآمد و افزایش تولید در اقتصاد ایران با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی". پژوهش‌های اقتصادی ایران **۷**(۲۳): ۱۱۷-۹۵.

۳. بانویی، علی اصغر. و مؤمنی، فرشاد (۱۳۸۹). "تحلیل‌های ضرایب فزاینده رشد و توزیع درآمد در چارچوب ماتریس حسابداری اجتماعی مورد ایران و کشورهای منتخب". ویژه نامه بازار سرمایه (۷): ۱۹۶-۱۷۳.

۴. بانویی، علی اصغر. و پروین، سهیلا (۱۳۸۷). "تحلیل‌های سیاستی آثار حذف یارانه کالاهای اساسی بر شاخص هزینه زندگی خانوارهای شهری و روستایی در چارچوب تحلیل مسیر ساختاری". فصلنامه اقتصاد مقداری **۵**(پیاپی ۱۹: ۳۳-۱.

۵. پرمه، زورار. و دباغ، رحیم (۱۳۸۲). "بررسی توزیع درآمد در ایران با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی". پژوهشنامه بازرگانی **۷**(۲۷): ۱۶۷-۱۳۹.

۶. پرمه، زورار. و حیدری، خلیل (۱۳۸۹). "برآورد آثار اصلاح قیمت نان و حامل‌های انرژی روی سبد هزینه خانوار". فصلنامه راهبرد **۱۹**(۵۷): ۱۹۵-۱۸۱.

۷. حسنی صدرآبادی، محمدحسین. و فولادیان، زهرا (۱۳۸۸). "برآورد تابع تقاضا برای بیمه باربری و پیش‌بینی آن در برنامه پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران". فصلنامه صنعت بیمه **۲٤**(۱ و ۲) ۴۳-۲۵.

۸. داوودی، پرویز. و قاسمی‌مند، فاطمه (۱۳۸۵). "برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی خودروهای سواری نو در ایران". فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی **٦**(۲۰): ۹۳-۷۱.

۹. ستوده، مریم (۱۳۷۸). *بررسی تقاضای مکالمات تلفنی در شهر تهران*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).

۱۰. سلامی، حبیب‌الله. و پرمه، زورار (۱۳۸۰). "اثرات افزایش صادرات بخش‌های کشاورزی و صنعت بر اقتصاد ایران: تحلیل در چارچوب ماتریس حسابداری اجتماعی". تحقیقات اقتصادی **۳٦**(۲): ۱۸۱-۱۴۹.

۱۱. شاهمرادی، اصغر. حقیقی، ایمان. و زاهدی، راضیه (۱۳۹۰). "بررسی اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی و پرداخت یارانه نقدی در ایران: رویکرد CGE". پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۱۹**(۵۷): ۳۰-۵.

۱۲. صالحی نیا، نرگس. انصاری، حسین. فلاحی، محمدعلی. و داوری، کامران (۱۳۸۷). "ارزیابی کشش درآمدی و قیمتی تقاضای آب شرب شهری با استفاده از روش پولاک-والس". فصلنامه آب و فاضلاب **۱۹**(۱): ۴۴-۳۴.

۱۳. عباسیان نیگجه، ساناز (۱۳۹۱). *سنجش و تحلیل شاخص فقر در ایران بر مبنای ماتریس حسابداری اجتماعی*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

۱۴. فرید زاد، علی. بانویی، علی اصغر. مومنی، فرشاد. و آماده، حمید (۱۳۹۱). بررسی آثار اقتصادی اجتماعی محدودیت عرضه فرآورده‌های نفتی با استفاده از الگوی مختلط ماتریس حسابداری اجتماعی". تحقیقات مدلسازی اقتصادی **۳**(۱۰): ۱۲۳-۹۹.

۱۵. کاردگر، ابراهیم (۱۳۷۶). *شناسایی و تعیین عوامل موثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی*، پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.

۱۶. کشاورز حداد، غلامرضا. و میر باقری جم، محمد (۱۳۸۶). "بررسی تابع تقاضای گاز طبیعی (خانگی و تجاری) در ایران". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی در ایران **۹**(۳۲): ۱۶۰-۱۳۷.

۱۷. کفایی، محمد علی. و کبیری راد، سمانه (۱۳۹۰). "برآورد تابع تقاضای حمل و نقل هوایی مسافر در پروازهای داخلی یک سر تهران". پژوهشنامه حمل و نقل **۸**(۲): ۱۸۲-۱۶۹.

۱۸. کیایی‌ها، محمد مهدی (۱۳۸۹). *بررسی توزیع درآمد در چارچوب ضرایب فزاینده قیمت ثابت بر مبنای ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۵*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

۱۹. گودرزی، مصطفی. مرتضوی، ابوالقاسم. و پیکانی، غلامرضا (۱۳۸۶). "بررسی تقاضای گروه‌های اصلی کالاهای مصرفی و خوراکی در مناطق شهری ایران با استفاده از الگوی بودجه‌بندی دو مرحله‌ای". اقتصاد کشاورزی و توسعه، (ویژه بازارهای کشاورزی) **۱۵**(۵۷): ۱۳۱-۱۵۹.

۲۰. گسکری، ریحانه. اقبالی، علیرضا. و عیدانی، مصطفی (۱۳۸۴). "برآورد تابع تقاضای حمل و نقل ریلی در ایران". مجله تحقیقات اقتصادی **۴۰**(۶۹): ۱۲۸-۱۰۹.

۲۱. مرکزآمارایران. سالنامه آماری کشور سال‌های (۱۳۸۹) و (۱۳۹۰).

۲۲. مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۹۱). ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۵.

۲۳. نادران، الیاس. و عبدلی، گیلدا (۱۳۸۱). "برآورد تابع تقاضای مطبوعات در ایران". مجله تحقیقات اقتصادی **۳۷**(۶۱): ۵۲-۲۵.

۲۴. یوسف آملی، راضیه (۱۳۹۰). *تخمین تقاضای مواد غیر خوراکی در مناطق شهری و روستایی*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه پیام نور بابل.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Edelstein P. and Kilian L. (2009). "How Sensitive are Consumer Expenditures to Retail Energy Prices?". Journal of Monetary Economics **56**(6):766-779.
2. Hesham AlShehabi, O. (2012). "Energy and Labor Reform: Evidence from Iran". Journal of Policy Modeling **34**(3): 441-459.
3. Granado F. J. A., Coady, D. and Gillingham, R. (2012). "The Unequal Benefits of Fuel Subsidies: A Review of Evidence for Developing Countries". World Development **40**(11): 234-248.
4. Khalili Araghi, M. and Barkhordari, S. (2012). "An Evaluation of the Welfare Effects of Reducing Energy Subsides in Iran". Energy Policy **47**: 398-404.
5. Rosari Vega, P. (2008). "Multiplier Decomposition, Poverty and Inequality in Income Distribution in a SAM Framework: the Vietnamese Case". MPRA Paper 13182, Munich: University Library of Munich
6. Pyatt, G. and Round, J. L. (1985). *Social Accounting Matrices: A Basis for Planning*, Washington DC, the World Bank.
7. Saboohi, Y. (2001). "An Evaluation of the Impact of Reducing Energy Subsidies on Living Expenses of Households". Energy Policy **29**(3): 245-252.
8. Stone, J. R. N. (1978). "The Disaggregation of the Household Sector in the National Accounts". Paper presented at *World Bank Conference on Social Accounting Methods in Development Planning*, Cambridge, United Kingdom, 16-21 April 1978.
9. Thorbecke, E. (2000). "The Use of Social Accounting Matrices in Modelling". Paper Presents for *26th General Conference of The international Association for Research in Income and Wealth*, IARIW, Cracow.
10. Thorbecke, E. and Jung, H.S. (1996). "A Multiplier Decomposition Method to Analysis the Poverty Alleviation". Journal of Development Economics **18**: 279-300.
11. Von Moltke, A., Colin, M. and Morgan, T. (2004). *Energy Subsidies: Lessons Learned in Assessing Their Impact and Designing Policy Reforms*, UNEP. United Nation Publication, UNEP/ETB/2003/1.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هفدهم، بهار و تابستان ۱۳۹۶

بررسی اثرات سیاست مالی دولت بر عملکرد بازار دارائی در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی تعادل چندگانه در مدل جستجوی نیروی کار

سید فخرالدین فخرحسینی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۲/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۳/۰۷

چکیده

در بیشتر مطالعات اقتصادی بحث می‌شود، کدام مدل‌های اقتصادی اعم از کلاسیک، کینزین سنتی و یا کینزین جدید می‌تواند شکست بازار را توضیح دهند. یکی از ایراداتی که به الگوهای کینزین جدید وارد می‌باشد این است که، این مدل‌ها نتوانسته‌اند بروز بحران سال ۲۰۰۸ را پیش‌بینی نمایند. این مقاله از یک مدل پیوسته برای نرخ‌های بیکاری تعادلی در حالت باثبات استفاده می‌کند، تا کارایی سیاست مالی را هنگامی که اقتصاد دچار بحران می‌شود، مورد بررسی قرار دهد. همچنین در این تحقیق وجود تعادل چندگانه در حالت باثبات، بوسیله هزینه‌های جستجو و استخدام و سهم آنها در اشتغال توضیح داده می‌شود. دلیل استفاده از این مدل آن است که، بروز بحران مالی؛ بدلیل کاهش انتظارات عاملان اقتصادی بازار سرمایه درباره قیمت دارائی‌ها، موجب بروز بیکاری بالا در اقتصاد خواهد شد. نتایج این تحقیق با بسط مدل فارمر (۲۰۰۹) برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد، مدل جستجوی نیروی کار کاربرد مفیدی برای بررسی عملکرد بازارهای دارائی، هنگامی که بازار سهام با نااطمینانی روبرو شده است، خواهد داشت. همچنین این مقاله به دنبال پاسخ به این پرسش است که، آیا سیاست مالی برای خروج از بحران کاربرد مناسبی دارد؟

واژگان کلیدی: بحران مالی، مدل جستجوی نیروی کار، تعادل چندگانه.

Keywords: Financial Crisis, Labor Search Model, Multiple Equilibria.
JEL Classification: E21, E24, E40, G12.

[۱]. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تنکابن
(*-نویسنده مسئول: Email: f_fkm21@yahoo.com)

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.17.51

۱- مقدمه

پس از بحران مالی ۲۰۰۸، دولت‌ها در سراسر جهان در تلاشند اندازه کسری‌های مالی خود را برای احیای اقتصاد خود افزایش دهند. برای دو دهه در مدل‌های کینزین‌های جدید عمدتاً صحبت از سیاست‌های پولی بوده است؛ البته، تحقیقات بر روی اثرات سیاست مالی در مدل‌های پولی کینزین جدید نسبتاً جدید است. به همین سبب سیاست‌گذاران از سیاست‌های اختیاری پولی برای احیای مجدد اقتصاد بهره می‌برند اما بحران مالی اخیر موجب شد سیاست‌گذاران ناگزیر متوسل به سیاست مالی اختیاری شوند.

از ۲۵سال پیش، اقتصاددانان از مدل ادوار تجاری واقعی برای درک ادوار تجاری استفاده می‌کردند. ولی امروزه اقتصاددانان برای درک بهتر سیاست‌های پولی از مدل کینزین جدید به جای الگوهای ادوار تجاری واقعی استفاده می‌کنند. در این مدل‌ها برای مدت زیادی تصور می‌شد که اثرات نظری سیاست‌های مالی در مدل ادوار تجاری واقعی، بستگی به چگونگی راه‌های تامین مالی این سیاست‌ها دارد. دیویگ و لیپر[1] (۲۰۰۹) در مقاله خود درباره سیاست‌های مالی در مدل کینزین جدید نشان دادند که قدرت تاثیرگذاری سیاست مالی در این چارچوب، بستگی به تعامل بین الگوهای سیاست مالی و پولی در بین کشورها دارد. همچنین کریستیانو و همکاران[2](۲۰۰۹) در همین راستا با استفاده از مدل اگلتسون و وودفورد[3] (۲۰۰۲) نشان دادند که اگر در سیاست‌های پولی، نرخ بهره به حد صفرکاهش یابد؛ سیاست‌های مالی بسیار می‌تواند موثر و کارا باشد. همچنین نتیجه گرفتند که با کاهش سرعت تعدیل قیمت‌ها، فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه زیاد خواهد شد (به عبارت دیگر با افزایش چسبندگی قیمت، تغییرات تولید بیشتر خواهد بود؛ تایید غیرخنثایی پول در الگوهای کینزین جدید)؛ این به عنوان یک نتیجه مهم در مدل کینزین جدید به حساب می‌آید (فخرحسینی، ۱۳۹۰).

مدل‌های کینزین جدید فرض می‌کنند نرخ بیکاری در اقتصاد به صورت طبیعی است، اما ایراد وارد بر این مدل‌ها آن است که در دنیای واقعی این فرض ممکن است صادق نباشد، زیرا انحراف نرخ بیکاری از حالت بهینه و یا تعادلی خود ممکن است دائمی باشد. همچنین انحراف نرخ بیکاری از حالت بهینه، می‌تواند همراه با زیان‌های رفاهی زیادی باشد؛ به طور مثال مطالعات نشان

---

1. Davig and Leeper (2009)
2. Christiano (2009)
3. Eggersston and Woodford (2002)

می‌دهند که این انحراف می‌تواند متغیر مصرف را بیش از ۲۰ درصد از حالت باثباتش منحرف سازد (فارمر[1]، ۲۰۰۹). همچنین، مدل‌های پولی کینزین جدید فرض می‌کنند چسبندگی قیمت با بیکاری‌های بالا همراه نیست؛ به عبارتی با فرض وجود چسبندگی قیمت نباید نرخ بیکاری بالایی در اقتصاد وجود داشته باشد اما در دنیای واقعی شاهد اقتصادهایی هستیم که نرخ بیکاری بالایی دارند، لذا فرض می‌شود هر مقدار تورم می‌تواند با هر نرخ بیکاری در حالت باثبات همراه باشد (بوستانی،۱۳۹۱).

از ویژگی‌های مهم بحران مالی سال ۲۰۰۸ شروع ناگهانی آن معرفی شده است. سقوط ارزش دارایی در سراسر جهان تا حد ۴۰٪ بین سپتامبر ۲۰۰۸ و فوریه ۲۰۰۹ اتفاق افتاد و اگرچه بازارها در بیشتر کشورها به تازگی بازیابی خود را آغاز کرده‌اند، اما از دست رفتن ثروت خانواده و ضرر و زیان دارایی‌های آنها به خاطر این بحران‌ها قابل توجه بوده است. بیشتر مدل‌های اقتصاد کلان که در آن نقطه تعادل منحصر به فرد (فقط یک نقطه تعادل) تعیین می‌شود، به راحتی و درستی توانایی توضیح وقایع اقتصادی ناشی از بحران را ندارند، زیرا هیچ منبع معین و ثابتی برای بروز این شوک و یا بروز بحران مشخص نشده است (فارمر، ۲۰۰۹). از آنجا که بحران مالی اخیر تقریباً بر اقتصاد بیشتر کشورهای دنیا اثر گذاشته است و همه این کشورها برای خروج از این بحران و یا آثار منفی آن اقدام به استفاده از سیاست‌های مختلف کرده‌اند، این تحقیق به دنبال پاسخ به این سوال است که آیا برای کاهش احتمالی آثار بحران، سیاست مالی دولت کاربرد دارد یا خیر؟ لذا این تحقیق نشان می‌دهد آیا سیاست مالی دولت، خروج از بحران را تسهیل می‌کند؟ همچنین اثر سیاست مالی بر تولید و رفاه خانوار چیست؟ مقاله حاضر یک مدل تعادل عمومی پویا را معرفی می‌کند که شامل ویژگی مدل‌های جستجوی کار است که می‌توان آن را جایگزین مناسب‌تری برای مدل‌های اقتصاد کلان متعارف دانست. همچنین این مطالعه اثر سیاست مالی بر اثرات رفاهی و همچنین نرخ بیکاری در حالت باثبات را مورد بررسی قرار می‌دهد.

این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. در بخش بعدی ادبیات موضوع به اختصار معرفی شده است. بخش سوم به معرفی و تصریح مدل تعادل عمومی اختصاص یافته است. در بخش چهارم، مقداردهی و برآورد مدل ارائه شده است. و در نهایت، بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص می‌یابد.

---

[1]. Farmer (2009)

۲- ادبیات موضوع

ایده پایه‌ای نظریه جستجو این است که افراد درگیر در یک بازار به دنبال شرکایی می‌گردند تا با آنها پروژه‌های مشترک را به انجام برسانند. این امر می‌تواند شامل موارد ساده‌ای از یک زوج خریدار و فروشنده یک محصول باشد، ولی روابط پیچیده‌تر بین کارفرمایان و جویندگان کار یا بین کارخانه‌ها و تامین‌کنندگان منابع اولیه آنها را نیز در بر می‌گیرد. مفهوم تعادل چندگانه در مدل جستجوی کار برای زمان زیادی است که شناخته شده است. دیاموند[1] (۱۹۸۲ و ۱۹۸۴) در دو مقاله خود نشان داد در دنیایی با هزینه‌های جستجو، در برخی موارد تعادل‌های چندگانه بازار کار، می‌تواند وجود داشته باشد. وی توضیح داد که تنها یکی از این تعادل‌ها می‌تواند بهترین مورد ممکن برای اقتصاد باشد و همین، دلیلی برای دولت‌ها است تا تلاش کنند، راه‌هایی مناسب را بیابند تا اقتصاد را به سوی بهترین تعادل ممکن سوق دهند. همچنین وی نتیجه گرفت که این تعدد در تعادل‌های موجود در بازار ممکن است پایه‌ای برای درک این موضوع باشد که چرا دولت برای مدیریت تقاضای کل باید دخالت کند.

دیاموند (۱۹۸۲) و مورنسن[2] (۱۹۸۴) و پیساریدیس[3] (۱۹۸۴) در مطالعات خود به اثرات خارجی که در روند استخدام وجود دارد، اشاره نموده‌اند[4]. این اثرات خارجی توسط یک جوینده کار منفرد در نظر گرفته نمی‌شود. آنها در تئوری خود که الگوی مسلط در مطالعه بازارهای کار است، نشان می‌دهند کارگران زمان زیادی صرف می‌کنند تا شغل مناسب‌تری پیدا نمایند و کارفرمایان نیز بالعکس به دنبال کارگران بهتر و ماهرتر هستند، که این موجب افزایش بیکاری خواهد شد. فرض کلیدی در مدل دیاموند-مورنسن- پیساریدیس این است که کارگران و بنگاه‌ها هرکدام به زعم خود فرصت‌های تجاری مختلفی را جستجو می‌کنند که نتایج این جستجو برای بازار کار اقتصاد می‌تواند نامشخص باشد.

در بیشتر مطالعات مربوط به بازار کار، از مدل دیاموند-مورنسن- پیساریدیس با عنوان (DMP) نام برده می‌شود. امروزه، مدل DMP پرکاربردترین ابزار برای تحلیل بیکاری، شکل‌گیری دستمزد و

---

1. Diamond (1982 and 1984)
2. Mortensen (1984)
3. Pissarides (1984)
4. منظور از اثرات خارجی آن است که اگر فرد بیکار فعالیت جستجوی خود را افزایش دهد؛ یافتن کار برای دیگر جویندگان کار سخت خواهد شد و در همان زمان برای شرکتی که به دنبال نیروهای تازه‌نفس می‌گردد، پر کردن فرصت‌های شغلی خالی ساده‌تر خواهد بود.

موقعیت‌های شغلی است. مدل DMP فعالیت جستجو برای افراد بیکار، جستجوی نیروی تازه‌نفس برای کارخانجات و شکل‌گیری قیمت‌ها را شریح می‌دهد. این مدل بیان می‌کند هنگامی که یک جوینده کار و کارفرما همدیگر را پیدا می‌کنند، دستمزد بر مبنای وضعیت بازار کار تعیین می‌شود (تعداد کارگران بیکار و تعداد موقعیت‌های شغلی) (هال[1]، ۲۰۱۲).

هویت و مکافی[2] (۱۹۸۷) نشان دادندکه مسئله مشکل انحصار دوجانبه[3] نه فقط برای تعادل‌های چندگانه محدود وجود دارد بلکه برای حالت باثبات نرخ بیکاری پیوسته خواهد بود. پاسخ اقتصاددانان به این ناسازگاری هویت و مکافی (۱۹۸۷) این بود که باید معادلات پایه‌ای بر اساس تکنولوژی و ترجیحات را به عنوان منبع ایجاد شوک، به مدل اضافه نمود. شیمر[4] (۲۰۰۵) نشان داد در یک مدل جستجوی کار زمانی که شوک‌های بهره‌وری رخ می‌دهد، منجر به نوسانات نامعقول کوچکی در بیکاری خواهد شد. وی نشان داد رایج‌ترین راه حل برای برطرف نمودن این نوسانات نامعقول، وجود چانه‌زنی نش در مدل است که فرض شود بین یک بنگاه تولیدی و یک کارگر وزن چانه‌زنی برای هر دو طرف ثابت است؛ وی بیان نمود مدل‌های جستجوی کار همراه با این مدل چانه‌زنی نش (به عنوان مکانیسم تعیین دستمزد)، موجب خواهد شد انعطاف‌پذیری دستمزد نسبت به داده‌های واقعی بیشتر گردد. اما هال (۲۰۰۵) مدل‌های چسبندگی یا تعدیلات جزئی دستمزد را پیشنهاد نمود که نسبت به دستمزد انعطاف‌پذیر برای توضیح واقعیت‌های اقتصادی موفق‌ترند.

پس از نتایج شیمر- هال (۲۰۰۵) راه حل‌های دیگری برای رویکرد چانه‌زنی استاندارد نش پیشنهاد شد از جمله اینکه وزن چانه‌زنی کارگر کم باشد که به وسیله هگدورن و منوفسکی[5] (۲۰۰۸) ارائه گردید. آنها نشان دادند که معمای تغییرپذیری هال- شیمر را می‌توان با انتخاب مقدار بالایی برای اختیار اخراج کارگران توسط کارفرمایان، بهتر پاسخ داد. قدرت چانه‌زنی کم برای کارگران تاثیر زیادی بر بیکاری و شغل‌های خالی در اقتصاد خواهد داشت که این مطلب نتایج تحقیق آنها بوده است. آنها همچنین در مقاله خود به پیش‌بینی بهره‌وری نیروی کار پرداختند و نتیجه گرفتند متغیر نسبت تولید به اشتغال با متغیر اشتغال، بیکاری، شغل‌های خالی و دستمزدها همبستگی بالایی دارد اما در داده‌های واقعی این همبستگی کم می‌باشد.

---

1. Hall (2012)
2. Howitt and McAfee (1987)
3. Bilateral Monopoly
4. Shimer (2005)
5. Hagedorn and Manovskii (2008)

هال و میلگروم[1] (۲۰۰۸) و گرتلر و تریگری[2] (۲۰۰۹) برای تبیین کندی حرکت دستمزدها در یک اقتصاد، از ساختارهای چانه‌زنی پویا استفاده کرده‌اند. آنان نشان دادند که با مقداردهی مناسب الگو به راحتی می‌توان رفتار ادواری دستمزد و فعالیت بازار کار را توضیح داد.

فارمر و هولن هورست[3] (۲۰۰۴) در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) با چسبندگی دستمزد تغییرپذیری ساعات کار، تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری و مصرف را به خوبی نشان دادند. همچنین تغییرپذیری بیکاری و تغییرات شغل‌های خالی، در زمان ادوار بسیار به هم نزدیک بوده است. برای داده‌های آمریکا مشخص شد که بیکاری ضد ادواری و شغل‌های خالی در جهت ادوار هستند. چسبندگی دستمزد موجب افزایش در تغییرپذیری بیکاری و نوسانات کم در تولید ناخالص داخلی خواهد شد. چسبندگی دستمزد همراه با هزینه‌های رفاهی حدود ۲۰/۸۶ دلار برای هر فرد خواهد بود که رقم بالایی به حساب می‌آید.

فارمر (۲۰۰۹) در مقاله خود به این نتیجه می‌رسد که رکود اخیر موجب کاهش اطمینان در بازار سهام شد و این امر کاهش زیادی را در قیمت دارائی‌ها رقم زد. وی در این مقاله عامل سرمایه در تابع تولید را مطابق لوکاس حذف نموده است. وی نشان داد که سیاست مالی ناکارا است و نمی‌تواند اشتغال کامل را تغییر دهد.

الوارز و وراسرتو[4] (۲۰۰۰) در مقاله خود با استفاده از مدل تعادل عمومی به بررسی سیاست‌های بازار کار در یک مدل جستجوی کار پرداختند. در این تحقیق نشان دادند که تفاوت‌های سیاست‌های بازار کار می‌تواند تفاوت‌هایی در عملکرد بازار کار ایجاد کند. بران[5] (۲۰۰۹) در مقاله مقاله تعادل چندگانه در یک مدل جستجوی کار به بررسی وضعیت قیمت دارائی‌ها و بیکاری پرداخت. نتایج نشان داد که اگر پارامتر چانه‌زنی نش در مدل جستجوی کار تغییر کند، آنگاه تغییرات متغیرهای قیمت دارائی‌ها واقعی و نرخ بیکاری، هم حرکت و هم جهت خواهند بود. تغییرات پارامتر ترجیحات فراغت در تابع مطلوبیت منجر به کاهش قیمت دارائی‌ها و بیکاری بالاتر می‌شود و یا سطح اشتغال کل کاهش می‌یابد. همچنین وی نتیجه گرفت که کاهش اطمینان در بازار سهام در یک مدل جستجوی شغل، بر عملکرد بازار دارائی بسیار موثر بوده است.

---

1. Hall and Milgrom (2008)
2. Gertler and Trigari (2009)
3. Farmer and Hollenhorst (2004)
4. Alvarez and Veracierto (2000)
5. Brown (2009)

کوهن و همکارن[1] (۲۰۱۳) در مقاله خود از چارچوب DMP برای جستجوی نیروی کار در الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی DSGE با ترجیحات برگشت‌پذیر استفاده نمودند. آنها نتیجه گرفتند که مدل صرف سهام واقعی، نوسانات بازار سهام و نرخ بهره پایین و باثبات را در این چارچوب می‌توان ارایه نمود. نتایج مقاله نشان داد که صرف سهام در هنگام انقباض[2] در بازار کار، قابل پیش‌بینی‌تر است.

فخرحسینی و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله خود با عنوان چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران به بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر تولید و تورم در صورت وجود چسبندگی قیمت و دستمزد پرداخته‌اند. این تحقیق نشان داد که برای اقتصاد ایران فروض مربوط به نوع چسبندگی‌های اسمی دستمزد صادق و سازگار نیست[3]، لذا مطابق با مطالعه والش[4] (۲۰۰۳) فرض نمودند، خانوار نمونه دستمزد اسمی خود را با توجه به دستمزد اسمی سال گذشته و اختلاف در تفاضل قیمت دو سال تصور می‌کند. از نتایج این تحقیق این است که، در صورت بروز شوک تکنولوژی بنگاه‌ها به علت چسبندگی دستمزد، تقاضای نیروی کار خود را افزایش می‌دهند و تولید بیشتر خواهد شد.

اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳) در یک مدل تعادل عمومی پویای تصافی با فرض وجود بازار کار دوگانه به بررسی شوک‌های مختلف در اقتصاد پرداختند. بر اساس نتایج تحقیق، بخش غیر رسمی بازار کار در ادوار مختلف کسب و کار همانند یک ضربه‌گیر عمل نموده و حرکت مخالف چرخه‌ای دارد. همچنین با فرض چسبندگی دستمزد در الگو، پول در کوتاه‌مدت خنثی نبوده و بر متغیرهای واقعی اقتصاد تاثیر دارد.

مدل این تحقیق، این واقعیت را نشان می‌دهد که افزایش هزینه‌های دولت در چارچوب الگوی تعادل چندگانه در مدل جستجوی نیروی کار پیامدهای مهمی برای نرخ بهره واقعی و اشتغال خواهد داشت. در هنگام بروز بحران سیاست‌های مالی دولت مانند پرداخت‌های انتقالی دولت به مردم، موجب خواهد شد مصرف‌کنندگان کالاها و خدمات بیشتر خریداری کنند، زیرا

---

[1]. Kuehn (2013)

[2]. Tightness

[3]. کیم (۱۹۹۶) در مقاله خود نشان می‌دهد خانوارها در یک بازار رقابت انحصاری نیروی کار خود را عرضه می‌کنند و هر خانوار قدرت آن را دارد که در مورد عرضه کار خود تصمیم گیری کند و دستمزد خود را بر اساس شاخص دستمزد کل اقتصاد تعیین کند.

[4]. Walsh (2003)

پرداخت‌های انتقالی، ارزش فعلی خالص درآمد مردم را افزایش می‌دهد. در مقایسه با مدل والراس، این افزایش تقاضا، اقتصاد را به تعادل جدید با نرخ بهره واقعی بالاتر و نرخ بیکاری کمتر حرکت می‌دهد. به عبارت دیگر در این چارچوب سیاست‌های مالی دولت می‌تواند بیکاری را کاهش و نرخ بهره را افزایش دهد.

۳- معرفی الگوی تحقیق

در این قسمت محیط اقتصادی تعادل چندگانه بازار کار توضیح داده می‌شود. این الگو بسط مطالعه فارمر (۲۰۰۹) برای اقتصاد ایران، با اضافه کردن درآمدهای نفتی به بودجه دولت، است. در این تحقیق برای مطالعه بازار کار، مدل هزینه جستجو و استخدام در بازار کار را توسعه داده و پیشفرض‌هایی در مورد ساختار جمعیتی در نظر می‌گیریم. این فرضیات برای تاثیر سیاست مالی بسیار اهمیت خواهند داشت. برای معرفی ساختار جمعیت، فرض می‌شود بسیاری از افراد یک نسل در دوره مورد بررسی زنده خواهد ماند. هر نسلی یک الگوی مصرفی متفاوت دارد که بستگی به زمان تولدش[1] دارد. اگرچه عدم تجانس در سطح فردی وجود دارد، اما با دو فرض می‌توان عدم تجانس را در کل نادیده گرفت. اول، هر نسلی مصرف خود را تابع خطی از ثروت خود در نظر می‌گیرد. دوم اینکه، تمام عاملین اقتصادی احتمال مرگ یکسانی دارند و از این رو تنها یک مفهوم از ثروت انسانی وجود دارد. این دو فرض اجازه می‌دهد مجموعه‌ای از معادلات برای متغیرهای کلان اقتصادی، توصیف‌کننده خواص تعادل در اقتصاد باشند. معادله مصرف کل جایگزین معادله اویلر خانواده منتخب می‌شود که در آن، درآمد و ثروت بر روی حالت باثبات مصرف تاثیر می‌گذارد. هر خانوار منتخب با عامل تنزیل β با احتمال π برای دوره بعد زنده می‌ماند. برای هر دوره $(1-\pi)$ از خانوارها میمیرند و $(1-\pi)$ از خانوارهای جدید متولد می‌شوند. این پیش‌فرض این مفهوم را می‌رساند که جمعیت ثابت است. همچنین رشد جمعیت و عدم اطمینان در اقتصاد وجود ندارد، البته این ویژگی‌ها را می‌توان با اضافه کردن معادلات جبری بر طرف نمود. تمام این فروض برای تسهیل نمودن معادلات در الگو فرض شده‌اند.

خانوار: تابع مطلوبیت انتظاری خانوار منتخب تابعی از مصرف است. خانوار نمونه این تابع را حداکثر می‌سازد یعنی:

[1]. Depends on its date of birth

$$max\, J_t^h = \sum_{s=t}^{\infty}[(\pi\beta)^{s-t} log\,(c_s^h)]\,,\;\; t \geq h \qquad (۱)$$

با توجه به قید

$$\pi Q_s^{s+1} A_{s+1}^h = A_s^h + (1-\tau_s)L_s - p_s c_s^h\,,\;\; s = t, \dots, \infty \qquad (۲)$$

که ۰≤β≤۱ عامل تنزیل، h بروی متغیر x_s^h نشان دهنده زمان تولد و اندیس‌های t و s زمان تقویمی هستند. A_t^h خالص دارائی‌های مالی، Q_s^{s+1} بازدهی اوراق قرضه در زمان s، p_s قیمت کالا، c_s^h مصرف کالا در زمان s، τ_s مالیات پرداختی خانوار و L_s درآمد نیروی کار را نشان می‌دهد. برای همه خانوارها واحد اندازه‌گیری زمانی یک در نظر گرفته شده است. از این رو زمان سپری شده برای خانواده منتخب ۱ در نظر گرفته می‌شود $(H_t \leq 1)$. زمان صرف شده در بازار فعالیت H_t یا برای فراغت $1 - H_t$ است. A_t نشان‌دهنده آن است که عاملان اقتصادی تا زمان t و A_{t+1} همه عاملین تا زمان t+1 زنده هستند؛ که در آن $A_{t+1} = \sum_{h\in A_t} \pi A_{t+1}^h$ است. خانوار منتخب تنها به اندازه $(1-\beta\pi)$ از ثروت خود را در هر دوره مصرف می‌کند و مابقی آن به دوره بعد منتقل می‌شود. یعنی:

$$p_t c_t \equiv C_t^h = (1-\beta\pi)[A_t^h + h_t^h] \qquad (۳)$$

که در آن h_t^h به عنوان ثروت انسانی معرفی و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$h_t^h = (1-\tau_t)L_t + \pi Q_t^{t+1} h_{t+1}^h \qquad (۴)$$

لذا ثروت انسانی کل از مجموع ثروت انسانی افراد بدست می‌آید:

$$h_t = \sum_h h_t^h \qquad (۵)$$

از آنجا که همه خانوارها دارای ثروت انسانی یکسانی هستند، لذا تابع ثروت انسانی کل به صورت زیر خواهد بود:

$$h_t = (1-\tau_t)L_t + \pi Q_t^{t+1} h_{t+1} \qquad (۶)$$

برای همه خانوارها می‌توان قید بودجه را این گونه نوشت:

$$Q_t^{t+1}A_{t+1} = A_t + (1-\tau_t)L_t - C_t \qquad (۷)$$

و معادله (۳) را برای همه خانوارها می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$C_t = (1-\beta\pi)[A_t + h_t] \qquad (۸)$$

حال با جایگذاری روابط (۶) و (۷) در رابطه (۸) تابع مصرف به صورت زیر خواهد بود:

$$C_t\left(\frac{1-\pi(1-\beta\pi)}{1-\beta\pi}\right) = (A_t + (1-\tau_t)L_t)(1-\pi) + \frac{\pi Q_t^{t+1}C_{t+1}}{(1-\beta\pi)} \qquad (۹)$$

که برای تسهیل در روابط، تعریف می‌شود: $\tilde{\alpha} = \frac{(1-\beta\pi)(1-\pi)}{1-\pi(1-\beta\pi)}$ و $\tilde{\beta} = \frac{1-\pi(1-\beta\pi)}{\pi}$.

بنگاه‌های تولیدی: p_t قیمت کالا، w_t دستمزد پولی و rr_t نشان‌دهنده میزان اجاره سرمایه است. هر بنگاه تولیدی سود خود را حداکثر می‌کند:

$$\max_{\{K_t,L_t,X_t,V_t\}} p_t K_t^{\alpha} X_t^{1-\alpha} - w_t L_t - rr_t K_t \qquad (۱۰)$$

با توجه به قید

$$L_t = X_t + V_t \text{ و } L_t = q_t V_t \qquad (۱۱)$$

رابطه (۱۱) بیان می‌کند؛ یک بنگاه تولیدی منتخب مقدار سرمایه‌ی K_t را اجاره می‌کند، تعداد L_t کارگر را به استخدام می‌گیرد، و از این تعداد، X_t کارگر مربوط به بخش تولیدی، و مابقی از این تعداد یعنی V_t در جستجوی شغل هستند. q_t نشان‌دهنده آن تعداد از کارگران در جستجوی شغل است که می‌توانند توسط یک بنگاه تولیدی استخدام گردند. این متغیرها مربوط به یک بنگاه فردی است نه کل اقتصاد. اما می‌توان برای نشان دادن کل اقتصاد، فرض نمود هر متغیر x_t توسط جمعگر بروی همه بنگاه‌ها برابر $\bar{x}_t$ باشد که با علامت بار بر روی آن نشان داده می‌شود.

حال تابع تولید برای کل اقتصاد به وسیله یک تابع کاب داگلاس معرفی می‌شود:

$$\bar{z}_t = \bar{K}_t^{\alpha} \bar{X}_t^{1-\alpha} \qquad (۱۲)$$

علامت بار بروی متغیرها نشان‌دهنده متغیر کل اقتصاد است. در اینجا، $\bar{z}_t$ تولید کل کالاها، $\bar{K}_t$ میزان واحدهای سرمایه برای تولید تمام کالاها و $\bar{X}_t$ تعداد کل کارگران به کارگرفته شده برای بخش تولید کالا معرفی می‌شود.

$$\bar{z}_t = \bar{g}_t + \bar{c}_t \qquad (۱۳)$$

$\bar{z}_t$ کل کالاهای تولید شده در اقتصاد، یا توسط مخارج دولت $\bar{g}_t$ یا توسط خانوار $\bar{c}_t$ مصرف می‌گردد. $\bar{H}_t$ کل نیروی کار موجود در بازار کار، $\bar{L}_t$ کل کارگران که به کار اشتغال دارند و $\bar{U}_t$ کارگران بیکار هستند:

$$\bar{H}_t = \bar{L}_t + \bar{U}_t \qquad (۱۴)$$

کارگرانی که شاغل هستند به دو قسمت تقسیم می‌شوند، $\bar{X}_t$ کارگرانی که به تولید کالا و خدمات اشتغال دارند و $\bar{V}_t$ قسمتی از کارگرانی که در جستجوی شغل جدید هستند؛ لذا داریم:

$$\bar{L}_t = \bar{X}_t + \bar{V}_t \qquad (۱۵)$$

جستجوی نیروی کار برای شغل جدید از تابع بازدهی به مقیاس ثابت کاب داگلاس پیروی می‌کند:

$$\bar{L}_t = \bar{H}_t^{\theta} (\Gamma \bar{V}_t)^{1-\theta} \qquad (۱۶)$$

$\bar{H}_t$ کارگران در اقتصاد که در جستجوی شغل هستند و Γ تعداد مشاغل جای خالی است که می‌تواند توسط یک کارگر که در جستجوی شغل جدید است اشغال گردد. شواهد از شیب منحنی بوریج[۱] نشان می‌دهد که θ برای اقتصادها تقریباً برابر با ۰/۵ است که در این مقاله نیز $\theta = 0.5$ در نظر گرفته شده است.

[۱]. منحنی بوریج برگرفته شده از نام ویلیام بوریج (Beveridge) اقتصاددان انگلیسی بیان می‌کند که بازار کار بین موقعیت‌های نرخ بالای بیکاری و فرصت‌های شغلی کم یا بیکاری کم و فرصت‌های شغلی زیاد نوسان دارد. اگر

<u>بهینه‌سازی برنامه‌ریزی اجتماعی</u>: وظیفه برنامه‌ریز اجتماعی در این اقتصاد چیست؟ از آنجا که خانوارها اوقات فراغت خود را نمی‌توانند به زمان دیگری غیر از زمان حال، انتقال دهند (برخلاف مصرف کالا) لذا ممکن است از این اوقات به نحو کارآمدی استفاده نمایند، و از آنجا که هیچ راهی وجود ندارد که منابع زمانی را به زمان‌های دیگر انتقال دهند، لذا خانوار برای حداکثر نمودن تولیدات خود در هر دوره با توجه به اوقات فراغت، از طرح بهینه‌سازی استفاده می‌کند. به عبارت دیگر، انتخاب نرخ بیکاری‌ای که در آن تولید و رفاه اجتماعی حداکثر گردد. در معادله (۱۶) مقدار θ برابر ۰/۵ فرض شد و با فرض $H_t \leq 1$؛ فرم تابع تولید توسط برنامه‌ریز اجتماعی به صورت خلاصه شده زیر در خواهد آمد:

$$\bar{z}_t = \bar{K}_t^{\alpha} \bar{L}_t^{1-\alpha} \left(1 - \frac{\bar{L}_t}{\Gamma}\right)^{1-\alpha} \qquad (۱۷)$$

از آنجا که اقتصاد شامل یک واحد غیر تجدیدپذیر سرمایه و یک واحد نیروی کار است، لذا برنامه‌ریز اجتماعی برای حداکثر رساندن رفاه، مقدار زیر را انتخاب نموده تا معادله ۱۷ در بیشترین مقدار خود بدست آید.

$$\bar{L}_t = \Gamma/2 \qquad (۱۸)$$

حال با فرض بیشترین مقدار برای $\bar{H}_t$ یعنی ۱ و $\bar{L}_t = \Gamma/2$ در معادله ۱۴، مقدار زیر برای $\bar{U}_t$ که به عنوان نرخ بیکاری طبیعی معرفی می‌شود بدست می‌آید:

$$\bar{U}_t = 1 - \Gamma/2 \qquad t = 1, \ldots. \qquad (۱۹)$$

اگر چه راه حل حداکثرسازی تولید هر دوره منحصر به فرد است، تخصیص مصرف در افراد یکسان نیست. تعدادی توابع رفاه اجتماعی وجود دارد که اختصاص مصرف با راه‌های مختلف در هریک از این توابع متفاوت خواهد بود. از آن‌جا که برای هر انتخاب پارتو وزنی در تابع رفاه

بیکاری و موقعیت‌های شغلی در جهت‌های مخالف هم حرکت کنند، آنگاه تغییرات را می‌توان به عنوان بازتاب‌دهنده تغییرات در تقاضای کار در نظر گرفت که در یک چرخه تجاری اتفاق می‌افتد. با این حال، اگر بیکاری و فرصت‌های شغلی همزمان با هم افزایش یابند، طبیعی خواهد بود که به دنبال توصیفی از جنس تغییرات در عملکرد بازار کار بگردیم. یک دلیل می‌تواند کارایی پایین تطابق باشد، برای مثال دوره طولانی‌تر بیکاری در یک وضعیت خاص بازار.

اجتماعی، بیکاری برابر $\Gamma/2$ انتخاب می‌شود، این نرخ بیکاری انتخاب شده، تولید هر دوره را حداکثر می‌سازد که این نرخ تعریف نرخ بیکاری طبیعی است.

هزینه استخدام و آثار خارجی جستجو: همان‌طور که گفته شد q_t نشان‌دهنده آن تعداد از کارگران در جستجوی شغل است که می‌توانند توسط یک بنگاه تولیدی استخدام گردند. معادله زیر تعریف می‌شود:

$$\Theta_t = (1 - 1/q_t) \qquad (۲۰)$$

با جایگزینی معادله (۱۱) درون معادله (۱۰)، سود Π_t یک بنگاه معمولی به شکل خلاصه شده زیر خواهد بود:

$$\Pi_t = Z_t - L_t - rr_t K_t \qquad (۲۱)$$

که در آن

$$Z_t = p_t \Theta_t^{1-\alpha} K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha} \text{ و } W_t = 1 \qquad (۲۲)$$

نشان‌دهنده ارزش پولی تولید است. معادله (۲۰) برای درک بهتر تفاوت بین مدل والراسی با بازار کار ضروری[1] است. در تعادل سازگاری تابع اجتماعی معادله (۱۶) با تابع فردی معادله (۱۱) عبارت زیر را برای Θ_t نتیجه خواهد داد:

$$\Theta_t = (1 - \frac{\bar{L}_t}{\Gamma}) \qquad (۲۳)$$

که در آن علامت بار نشان‌دهنده کل نیروی کار است. رفتار بنگاه‌های فردی هنگامی‌که تصمیم به استخدام کارگرانی که در جستجوی شغل هستند، داشته باشند، تاثیری بر بازار کل نیروی کار ندارد. این عدم تاثیر در بازار موجب خواهد شد که در تئوری رفاه تعادل رقابتی، شرایطی فراهم می‌کند که تحت آن تعادل‌های رقابتی، همان بهینه اجتماعی هستند. سود بنگاه با حداکثر رساندن به صورت زیر خواهد بود:

---

[1]. Spot Market

$$\frac{\partial \Pi}{\partial K} = 0 \Longrightarrow \alpha Z_t = rr_t K_t \quad (۲۴)$$

و

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L} = 0 \Longrightarrow Z_t = \frac{1}{(1-\alpha)} L_t \quad (۲۵)$$

معادله‌های (۲۴) و (۲۵) نشان دهنده شروط مرتبه اول در یک بازار رقابتی هستند. معادله (۲۵) شرط مرتبه اول برای نیروی کار است. w_t در معادله ظاهر نشد چون مقدار آن ۱ فرض شده است.

دولت: ارزش پولی مخارج دولت به صورت $G_t = p_t g_t$ تعریف می‌شود و τ_t مالیات متناسب با درآمد اشخاص نیروی کار است. عرضه نیروی کار بی‌کشش است و فرض می‌شود که مالیات بر سرمایه وجود ندارد. OR_t ارزش ریالی درآمدهای نفتی دولت است. در اینجا فرض می‌شود کسری بودجه دولت وجود ندارد. محدودیت دولت با بودجه زیر تعریف می‌شود:

$$\frac{B_{t+1}}{R_t} = B_t + G_t - \tau_t L_t - OR_t \quad (۲۶)$$

شرط بدون پونزی را می‌توان اینگونه نوشت:

$$\log_{T\to\infty} Q_\tau^T B_T \leq 0 \quad (۲۷)$$

شرط مرتبه اول عرضه نیروی کار برابر با رابطه زیر خواهد بود:

$$L_t = (1-\alpha) Z_t \quad (۲۸)$$

معادله(۲۶) را می‌توان بازنویسی نمود:

$$B_{t+1} = R_t(B_t + G_t - OR_t - \tau_t(1-\alpha)Z_t) \quad t = \tau, \ldots. \quad (۲۹)$$

از ترکیب معادله (۲۷) و (۲۹)، محدودیت افقی-نامحدود انتخاب دولت بدست خواهد آمد:

$$\sum_{s=t}^{\infty}[Q_t^s G_s] + B_t \leq \sum_{s=t}^{\infty} Q_t^s \tau_s (1-\alpha) Z_s + OR_t \quad (۳۰)$$

یک سیاست مالی دولت از نتایج این متغیرها از رابطه (۳۰) حاصل خواهد شد $\{G_s, \tau_s, B_s\}_{s=t}^{\infty}$. فرض می‌شود دولت یک سیاست مالی را اتخاذ می‌کند و در این مطالعه چگونگی تاثیر این سیاست بر تولید و نرخ بازدهی واقعی در تعادل مورد بررسی قرار می‌گیرد.

خلاصه مدل: حال معادلات نهائی در قسمت قبل که نشان‌دهنده یک مدل تعادل عمومی از اقتصاد است را در کنار یکدیگر قرار می‌دهیم. پنج معادله توصیف کننده رفتار پنج متغیر درون‌زا یعنی مصرف، تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره واقعی، بدهی دولت و اشتغال است. در این بخش هریک از آنها به طور خلاصه آورده می‌شود.

الف- معادله مصرف: معادله مصرف کل که از دو پارامتر $\tilde{\alpha}$ و $\tilde{\beta}$ تشکیل شده است، آنها تابعی از عامل تنزیل α و احتمال بقا π هستند؛ که در قسمت‌های قبل معرفی شده‌اند. فرض می‌شود هر خانوار، قسمتی از ثروت خود را مصرف می‌کند و همچنین ثروت انسانی مستقل از سن خواهد بود؛ لذا معادله مصرف برابر با معادله (۳۱) است:

$$C_t = \frac{1}{R_t\tilde{\beta}} C_{t+1} + \tilde{\alpha}\left(Z_t + p_{k,t} + B_t - (1-\alpha)\tau_t Z_t\right) \qquad (۳۱)$$

که C_t ارزش پولی هزینه مصرف کل است. در مورد خاص هنگامی که جمعیت ثابت است $\pi = 1$، معادله (۳۱) به معادله مصرف اویلر از خانوار نمونه تبدیل خواهد شد و هنگامی که $0 < \pi < 1$ باشد، مصرف کل بستگی به مصرف انتظاری آتی و درآمد و ثروت با ضریب $\tilde{\alpha}$ دارد.

ب- معادله نرخ بازدهی واقعی: از ترکیب معادله (۲۴) و معادله $\left(\frac{p_{k,t+1}+rr_{t+1}}{p_{k,t}}\right) = \frac{1}{Q_t^{t+1}} \equiv R_t$ به دست می‌آید که R_t نرخ بازدهی واقعی است و به صورت معادله زیر خواهد بود:

$$R_{t-1} = \left(\frac{p_{k,t}+\alpha Z_t}{p_{k,t-1}}\right) \qquad (۳۲)$$

سمت چپ این عبارت برابر با بازدهی واقعی ناخالص نگهداری اوراق دولتی بین دوره‌های t و t-1 است. سمت راست بازدهی ناخالص خرید یک واحد سرمایه با قیمت $p_{k,t-1}$ در زمان t-1 است. از آنجا که سرمایه مستهلک شده در این مدل وجود ندارد می‌توان سرمایه را با قیمت $p_{k,t}$ فروخته و عایدی سرمایه برابر αZ_t بدست آورد که در آن متناسب با فرض تکنولوژی کاب-داگلاس است.

ج- همین طور معادله محدودیت بودجه دولت به صورت زیر خواهد بود:

$$B_{t+1} = R_t(B_t + G_t - OR_t - \tau_t(1-\alpha)Z_t) \quad (۳۳)$$

فرض می‌شود دولت پیامد $\{G_s, \tau_s, B_s\}_{s=t}^{\infty}$ را انتخاب می‌کند:

$$\sum_{s=t}^{\infty}[Q_t^s G_s] + B_t \leq \sum_{s=t}^{\infty} Q_t^s \tau_s (1-\alpha)Z_s + OR_t$$

د- معادله زیر همان شرط برابری تولید کل (GDP) خواهد بود:

$$Z_t = C_t + G_t \quad (۳۴)$$

ه- معادله منحنی عرضه کل: معادله نهائی شرط مرتبه اول برای انتخاب نیروی کار به‌صورت زیر خواهد شد:

$$Z_t = \frac{1}{1-\alpha} L_t \quad (۳۵)$$

دستمزد پولی برابر یک فرض می‌شود و این معادله اشتغال L_t در هر سطح از تقاضا Z_t را توصیف می‌کند که به آن منحنی عرضه کل گفته می‌شود.

حالت باثبات

حال تمام معادلات ۳۱، ۳۲، ۳۳، ۳۴ و ۳۵ در حالت باثبات را به صورت کلی می‌نویسیم:

$$C\left(1-\frac{1}{R\tilde{\beta}}\right) = \tilde{\alpha}\left(p_k + B + \left(1-\tau(1-\alpha)\right)Z\right) \quad (۳۶)$$

$$Z = \frac{p_k}{\alpha}(R-1) \quad (۳۷)$$

$$\tau = \frac{1}{(1-\alpha)Z}\left[\frac{R-1}{R}B + G - OR\right] \quad (۳۸)$$

$$Z = C + G \quad (۳۹)$$

$$Z = \frac{1}{1-\alpha} L \quad (۴۰)$$

اگر متغیرهای $\{B, G, p_k\}$ برون‌زا فرض شوند، متغیرهای R,Z,C,L و τ درون‌زا فرض خواهند شد. برای توصیف و تحلیل مدل، تابع کاهشی H[1] را تعریف می‌کنیم:

$$H(R) = \frac{\tilde{\alpha} R \tilde{\beta}}{(1-\tilde{\alpha}) R \tilde{\beta} - 1} \quad (۴۱)$$

با استفاده از این تعریف، می‌توان معادلات (۳۴) تا (۳۷) را با یکدیگر ترکیب نمود و معادلات خلاصه شده حالت باثبات را نوشت:

معادله تسویه بازار $$Z = H(R)\left(p_k + \frac{B}{R}\right) + G \quad (۴۲)$$

معادله نرخ بهره واقعی $$Z = \frac{p_k(R-1)}{\alpha} \quad (۴۳)$$

معادله بودجه دولت $$\tau = \frac{1}{(1-\alpha)Z}\left(G + \frac{(R-1)}{R}B - OR\right) \quad (۴۴)$$

معادله (۴۴) و (۴۲) می‌تواند برای $\{R^*, Z^*\}$ حل شود، مقادیر حالت باثبات نرخ بازدهی واقعی و تولید ناخالص داخلی به عنوان تابعی انتظاری از p_k و G خریدهای دولت است. معادله (۴۴) همان تعریف معادله بودجه متوازن دولت است. نمودار (۱) با استفاده از معادلات (۴۲) و (۴۳) یعنی دو معادله تسویه بازار ME و معادلات NA (نرخ بازدهی واقعی) معرفی شده است. منحنی تسویه بازار با شیب منفی رابطه بین نرخ بازدهی واقعی و تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. این موقعیت بستگی به قیمت نسبی سرمایه، p_k و سیاست‌های دولت G و B دارد. منحنی نرخ بازدهی واقعی دارای شیب مثبت است که آن نیز رابطه بین نرخ بازدهی واقعی و تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. دلیل مثبت بودن شیب این منحنی برابری بهره اوراق دولتی با بازدهی سرمایه است. هنگامی که شاهد افزایش در تولید ناخالص داخلی باشیم، نرخ اجاره سرمایه افزایش می‌یابد و همین‌طور بهره اوراق دولتی باید افزایش یابد تا خانواده‌ها بین دو دارایی بی‌تفاوت باشند.

---

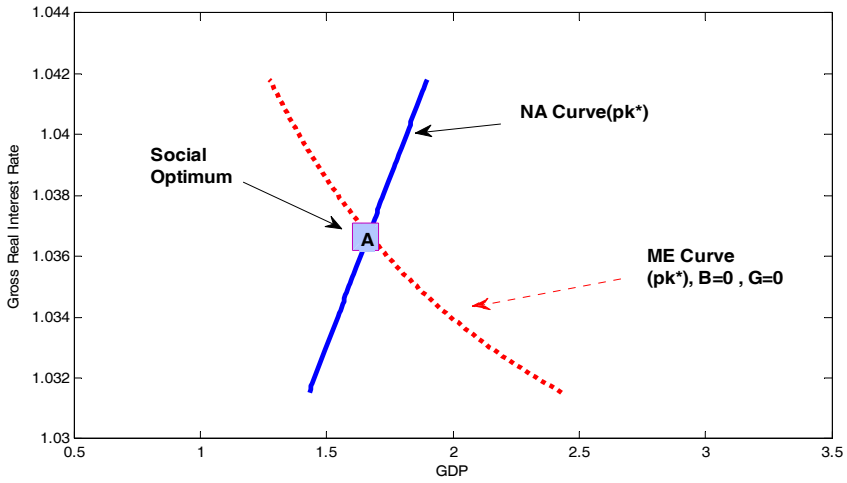
[1]. تابعی کاهشی است که با افزایش x مقدار تابع کاهش یابد. برای مقادیر مختلف R، $\left(\frac{1}{(1-\tilde{\alpha})\tilde{\beta}}, \infty\right) \rightarrow \left(\infty, \frac{\tilde{\alpha}}{1-\tilde{\alpha}}\right)$

۴- مقداردهی پارامترها و تحلیل الگو

با توجه به مقادیر تعریف شده در جدول (۱)، مقادیر حالت باثبات متغیرها در محیط Matlab محاسبه می‌شود. اگر $\beta = 0.98$ و $\pi = 0.98$ باشد یعنی طول عمر مورد انتظار[1] خانوار ۵۰ سال است در نتیجه، برنامه‌ریز اجتماعی $L^* = 0.5\Gamma$ را انتخاب می‌کند. اگر فرض شود نرخ بهینه بیکاری برابر ۵٪ باشد $\Gamma = 1.9$،که در نمودار ۱ روی محور افقی $Z^* = 1.6$ خواهد بود و همچنین نرخ بهره بدون ریسک روی محور عمودی برابر ۳/۷٪ و $p_k^* = 31.8$ قیمت سرمایه بدست خواهد آمد که این بهینه‌سازی اجتماعی است.

جدول ۱: پارامترهای مقدار دهی شده(کالیبره شده)[2]

پارامتر	تعریف	مقدار	منبع یا دلیل
α	سهم نیروی کار در تولید	۰/۷	صادقی (۱۳۸۲)
β	عامل تنزیل در تابع مطلوبیت	۰/۹۸	کاوند (۱۳۸۸)
π	احتمال بقا	۰/۹۸	-



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱: حل بهینه برای Z^* و R^*

[1]. Expected Lifespan

[2]. ازآنجا که برخی از پارامترهای بکارگرفته شده در این مدل توسط محققین دیگر در مطالعاتشان برآورد گردیده است و مقادیر آنها در طول زمان کوتاه تغییر چندانی ندارد؛ دیگر نیازی به برآورد مجدد آنها نیست و تنها با ذکر ماخذ از آنها استفاده می‌گردد.

۴-۱- تحلیل حساسیت

در این بخش، از مدل کالیبره شده در محیط Matlab استفاده می‌شود و اثر سیاست مالی بر روی برخی متغیرهای کلان اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. سیاست‌های مالی می‌تواند معنای متفاوتی داشته باشد. منظور از سیاست مالی در این مقاله، تغییر هزینه‌های دولت است. همچنین توجه به سیاست بودجه متوازن، که به وسیله مالیات بر درآمد نیروی کار، فروش اوراق دولتی و درآمدهای نفتی تامین مالی می‌گردد و فرض می‌شود خریدهای دولتی از مصرف خصوصی در تابع مطلوبیت خانوار منتخب جدا است. تحلیل حساسیت از طریق اتخاذ این پارامترها دارای اهمیت سیاستی است به طوری که دولت می‌تواند از طریق تغییر آنها سیاست مورد نظر خود را دنبال کند.

مردم در مجموع به این باور می‌رسند که ارزش سرمایه‌هایشان در دوره آینده بدلیل بروز بحران پایین‌ترخواهد آمد و هرگز افزایش نخواهد یافت. این امر موجب تغییر دائمی در انتظارات آنها در مورد سرمایه‌هایشان خواهد شد و بدین ترتیب دو سوال مطرح می‌شود. اول اینکه چه تغییراتی برای نرخ بازدهی واقعی، تولید و اشتغال ایجاد خواهد شد؟ دوم، سیاست مالی دولت یعنی افزایش مخارج دولتی آیا می‌تواند رفاه مصرف‌کنندگان را تغییر دهد؟

مطالعه مالی سیاست بودجه متوازن به دو دلیل است. اول، بدهی دولت (B) تنها متغیر حالت در مدل است و اگر بدهی دولت ثابت در نظر گرفته شود، تغییرات خریدهای دولت موجب تغییر فوری در تعادل خواهد شد یعنی از یک تعادل در حالت باثبات به تعادل دیگری حرکت می‌کنیم. دوم، سیاست بودجه متوازن دولت، شامل انتقال منابع از نسلی به نسل دیگر نخواهد شد. تامین مالی بدهی دولت، رفاه جامعه را افزایش داده و کمتر موجب اثر جایگزینی[1] در مصرف فعلی خواهد شد. افزایش بدهی‌های دولت و انتقال آن به نسل‌های آینده موجب خواهد شد، نسل‌های آینده متحمل هزینه به صورت مالیات‌های بالاتر و مصرف پایین‌تر شوند آن هم بخاطر اینکه پیشینیان در مصرف خود ملاحظاتی نداشته‌اند.

نمودار (۲) سقوط ارزش دارائی‌های در دست مردم و اثر مخارج دولتی را نشان می‌دهد. همچنین نمودار (۲)، بدهی صفر برای دولت (B) را نشان می‌دهد. خریدها یا هزینه‌های دولتی توسط مالیات متناسب بر درآمد نیروی کار، درآمدهای فروش نفت و یا انتشار اوراق دولتی تامین مالی می‌گردد.

---

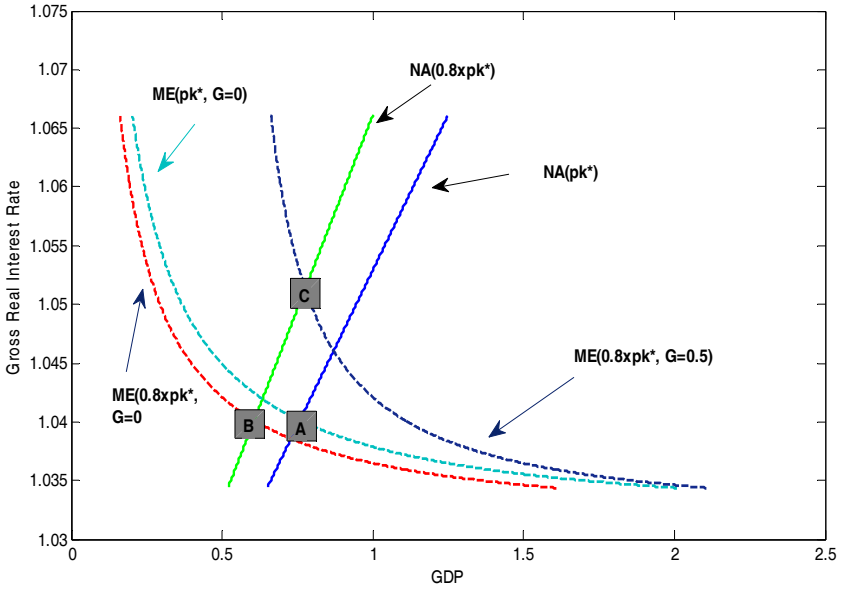
[1]. Crowding Out

نقطه A تقاطع منحنی ME و NA را نشان می‌دهد، مقدار p_k^*= ۳۱/۸ نقطه بهینه اجتماعی یا حداکثر رفاه اجتماعی به خاطر این مقداردهی پارامترها است.

در نمودار (۲) با اعمال محرک مالی موجب انتقال منحنی ME به سمت راست شده و منحنی NA به سمت چپ منتقل می‌شود. این انتقال موجب افزایش نرخ بازدهی واقعی می‌شود و همین‌طور هزینه‌های بخش خصوصی با اثر جایگزینی کاهش می‌یابد. نقطه B حالتی را نشان می‌دهد که، وقتی مردم باور کنند ارزش سرمایه‌شان کاهش یافته یعنی p_k^* به ۲۰٪ از مقدار بهینه‌اش کاهش یابد، لذا اثر این باور بر نرخ بازدهی واقعی و تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. در این قسمت یک کاهش ۲۰٪ در ارزش دارایی‌ها موجب انتقال دو منحنی ME و NA به چپ شده است. در نتیجه در سطح اولیه بدهی دولت که صفر بود تولید ناخالص داخلی کاهشی برابر ۲۰٪ از خود نشان داده و اما نرخ بازدهی واقعی بدون تغییر ماند. سوال اصلی این است که آیا اعمال سیاست مالی می‌تواند اقتصاد را به سمت بهینه اجتماعی حرکت دهد؟

نقطه C در نمودار (۲)، نشان‌دهنده اثر افزایش دائمی در خریدهای دولتی بر متغیرها است. اگر افزایش در خریدهای دولت ۵۰٪ باشد، موجب انتقال منحنی ME به سمت راست خواهد شد که هم نرخ بازدهی واقعی و هم تولید ناخالص داخلی افزایش خواهد یافت. این افزایش معادل ۴۸ درصد از تولید ناخالص داخلی خواهد بود.

اثر محرک مالی دولت بر مصرف را در شرایطی که بدهی‌های دولت صفر باشد، با قطعیت نمی‌توان بیان نمود. کاهش ارزش بازار سهام معادل ۲۰٪ آن هم به دلیل بروز بحران موجب کاهش ۲۰٪ در مصرف خواهد بود. بر اساس مدل کینزین ساموئلسون (۱۹۵۵)، افزایش هزینه‌های دولت موجب افزایش در مصرف خواهد شد آن هم از طریق اثر فزاینده‌ای که در درآمد نیروی کار ایجاد می‌کند. در مدل کینزین فرض می‌شود ضریب فزاینده بزرگتر از ۱ است. اما در یک مدل با خانواده ریکاردویی، تنها یک واحد پولی افزایش در مخارج دولت موجب کاهش کمتر از یک واحد پولی در مصرف می‌گردد. در مدل ریکاردویی، ضریب فزاینده برابر صفر است. در مدل تحقیق حاضر که در بین دو مدل ذکر شده قرار دارد، ضریب فزاینده بودجه متوازن دولت برابر $\frac{1}{3}$ در نظر گرفته می‌شود.

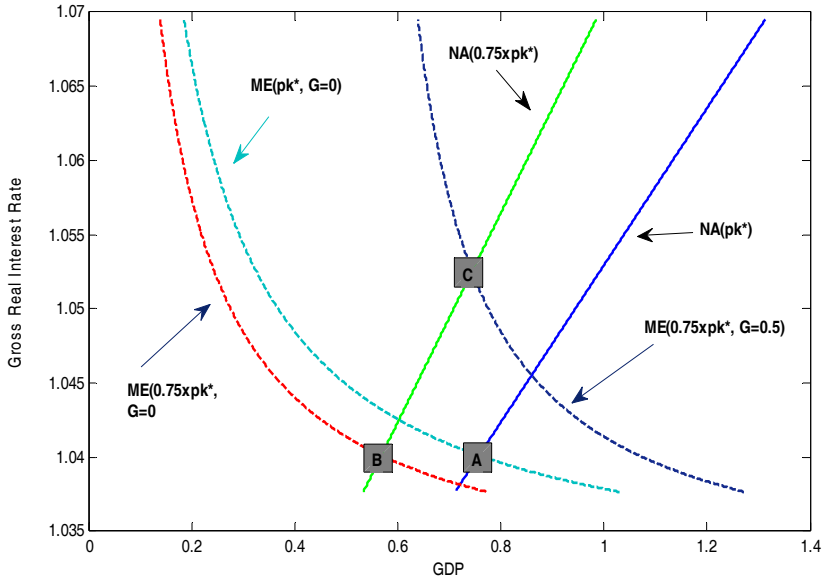


ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲: اثر کاهش ۲۰٪ ارزش انتظاری سرمایه و افزایش ۵۰٪ هزینه‌های دولت

وضعیت زندگی خانواده‌ها به طور متوسط قبل و بعد از تغییر در سیاست مالی چگونه بوده است؟ قبل از این سیاست خانواده‌ها هیچ منابعی از دولت دریافت نمی‌کردند اما با این سیاست مالی، به خاطر سقوط بازار سهام، مصرف خانوار تنها ۸۰ درصد از جریان کالا و خدمات را تشکیل داده و تعداد بیکاری خانواده‌ها۲۰٪ افزایش یافته است. پس از اعمال سیاست مالی، نرخ بیکاری به نرخ کارای خود باز خواهد گشت و درآمد خانوار ۲۰٪ افزایش یافته است. و بعد از افزایش در مخارج دولت، نرخ بازدهی بدون ریسک از ۳٪ به ۴٪ افزایش می‌یابد.

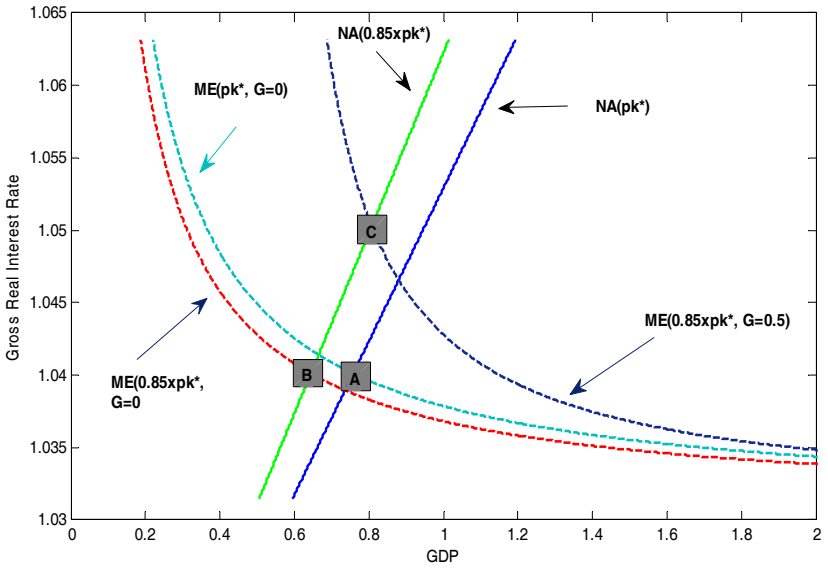
آیا این سیاست مالی وضعیت خانواده‌ها را بهتر خواهد نمود؟ قطعاً درست است که اشتغال کامل به وضعیت قبل بازگشته است اما در این مدل نشانه‌ای از بهتر شدن رفاه اجتماعی نیست. در این تحقیق فرض شده که خرید دولتی مستقیماً بر تابع مطلوبیت اثر ندارد. قبل از اعمال سیاست مالی خانواده ۸۰ درصد تولید ناخالص داخلی را مصرف می‌نمود اما پس از اعمال این سیاست، مصرف آنها تنها ۵۲٪ خواهد بود. علاوه بر این ۴۸ درصد از تولید ناخالص داخلی توسط دولت مصرف می‌شود.



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳: اثر کاهش ۲۵٪ ارزش انتظاری سرمایه و افزایش ۵۰٪ هزینه‌های دولت

در تمام کشورها بانک مرکزی در شرایط مختلف در بازارهای دارائی دخالت خواهد نمود به عبارت دیگر در صورت واکنش شدید بازارهای مختلف مانند بازار سهام به شوک‌های وارده بر آنها، بانک‌های مرکزی با مداخله در این بازارها با ابزارهای موجود سعی در کنترل ارزش دارائی‌ها خواهند نمود. بسیاری بر این باورند که بازار بورس و مسکن، در دهه گذشته، با افزایش دارائی روبرو بوده‌اند. اما حتی با بروز بحران سال ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ برخی خانوارها و بنگاه‌ها توانستند ارزش دارائی‌های خود را حفظ کنند یا حتی افزایش دهند. یکی از دلایل آن این است که مردم انتظار دارند که ارزش سهامشان کاهش یابد که این موجب تغییر در بازار سهام خواهند شد. یک راه برای بازگرداندن اعتماد به نفس به این بازارها این است که مقامات پولی و مالی کشور دامنه‌ی نوسان برای قیمت‌ها در بازار دارائی تعیین نمایند. در صورت مشاهده اینکه قیمت‌ها خارج از این دامنه در نوسان هستند، باید در بازار مداخله کنند تا شاخص ارزش سهام حفظ شود.



ماخذ: یافته‌های تحقیق

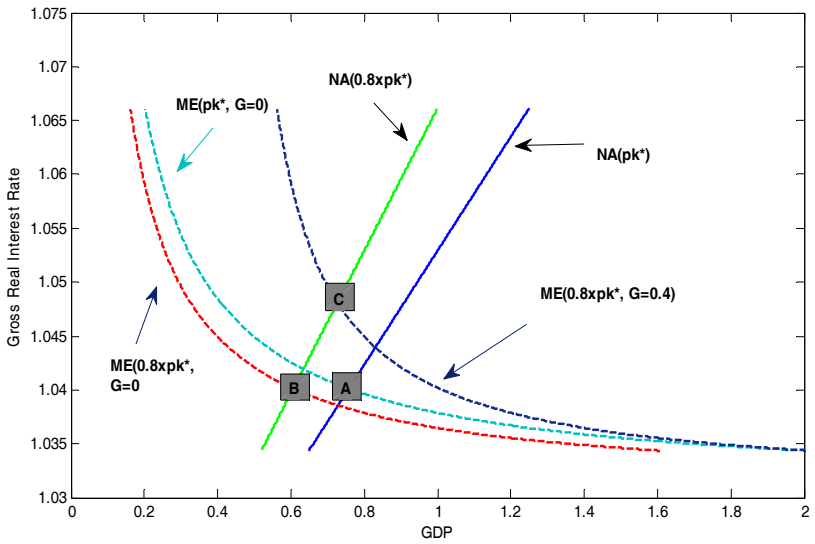
نمودار ۴: اثر کاهش ۱۵٪ ارزش انتظاری سرمایه و افزایش ۵۰٪ هزینه‌های دولت

در این مدل، سیاست حمایت از بازار این خواهد بود که مقامات پولی و مالی با صدور بیانیه‌ای اعلام نمایند که قیمت سرمایه ثابت خواهد ماند در p_k^*. این امر موجب افزایش ارزش دارائی خصوصی خواهد شد. لذا در نمودار (۲) منحنی ME و NA به سمت راست منتقل خواهند شد. دخالت سنتی در بازار یکی از نقش‌های اصلی بانک مرکزی است یعنی برای حفظ ثبات قیمت‌ها مقامات پولی در بازار مداخله می‌کنند. اما دلیلی وجود ندارد که بانک مرکزی مداخله از این نوع در بازار داشته باشد که ممکن است، عرضه پول در اقتصاد تغییر کند. با هر تغییر در اجزاء ترازنامه بانک مرکزی و یا پایه پولی، نرخ‌های بهره و یا عرضه پول به منظور هدف‌گذاری تورم تغییر خواهد نمود. همچنین با تغییر در ترازنامه بانک مرکزی، ارزش بازار سهام به منظور هدف‌گذاری بیکاری تحت تاثیر قرار خواهد گرفت.

نمودارهای (۳) و (۴) کاهش ۲۵٪ و ۱۵٪ در ارزش انتظاری سرمایه و افزایش ۵۰٪ هزینه‌های دولت را نشان می‌دهد. در نقطه B اگر انتظارات مردمی از ارزش سرمایه‌شان کاهش یابد یعنی p_k^* به ۲۵٪ و ۱۵٪ از مقدار بهینه‌اش کاهش یابد، اثر آن بر نرخ بهره واقعی ثابت و تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد. اما افزایش ۵۰٪ هزینه‌های دولت موجب انتقال منحنی ME به سمت راست

شده که این انتقال موجب افزایش نرخ بازدهی واقعی و تولید خواهد شد؛ این حالت در نقطه C نشان داده شده است.

در این دو نمودار وضعیت کاهش در انتظارات مردم از ارزش سرمایه‌شان مورد مقایسه قرار گرفته است. هنگامی که مردم انتظار داشته باشند ارزش سهامشان بیشتر کاهش یابد (۲۵٪) نسبت به حالتی که کاهش انتظارت مردم ۱۵٪ است، انتقال منحنی NA به سمت چپ بیشتر بوده، لذا سطح تولید بیشتر کاهش خواهد یافت (نقطه B). در این حالت اگر دولت هزینه‌های خود را ۵۰٪ افزایش دهد هر دو متغیر تولید و نرخ بازدهی واقعی افزایش خواهند یافت اما افزایش تولید در نمودار (۴) از نمودار (۳) بیشتر بوده است. به عبارت دیگر وضعیت رفاهی مردم هنگامی که کاهش در انتظارات آنها کمتر باشد، با اعمال سیاست مالی بهتر می‌شود.

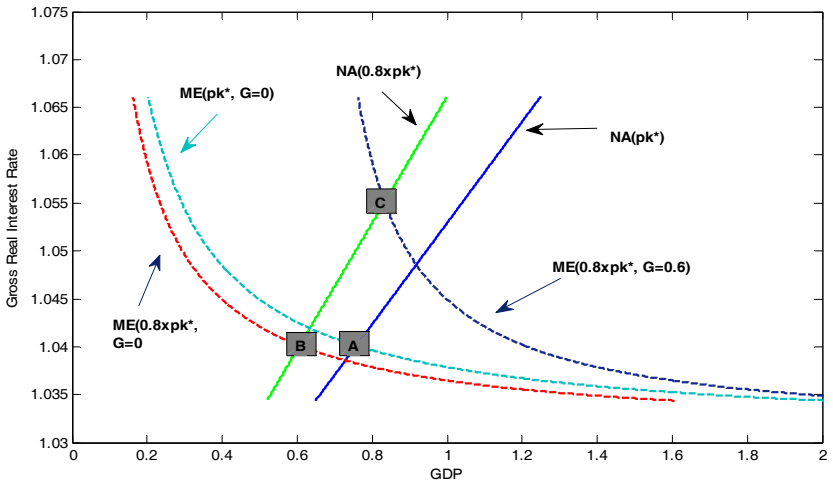


ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۵: اثر کاهش ۲۰٪ ارزش انتظاری سرمایه و افزایش ۴۰٪ هزینه‌های دولت

نمودارهای (۵) و (۶) کاهش ۲۰٪ در ارزش انتظاری سرمایه و افزایش ۴۰٪ و ۶۰٪ در هزینه‌های دولت را نشان می‌دهند. نقطه B در هر دو نمودار وضعیت کاهش در انتظارات مردمی از ارزش سرمایه‌شان را نشان می‌دهد که در این دو حالت یعنی p_k^*، ۲۰٪ کاهش می‌یابد، که موجب کاهش تولید ناخالص داخلی شده ولی نرخ بهره واقعی ثابت می‌ماند. اما با افزایش ۴۰٪ و ۶۰٪ در هزینه‌های دولت منحنی ME به سمت راست انتقال پیدا می‌کند اما این انتقال متفاوت خواهد بود

که موجب افزایش نرخ بهره واقعی و تولید خواهد شد؛ این حالت در نقطه C برای دو نمودار (۵) و (۶) نشان داده شده است.



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۶: اثر کاهش ۲۰٪ ارزش انتظاری سرمایه و افزایش ۶۰٪ هزینه‌های دولت

هنگامی که دولت هزینه‌های خود را بعد از بروز بحران در انتظارات مردمی به ۶۰٪ افزایش دهد، انتقال منحنی ME به سمت چپ بیشتر بوده، لذا سطح تولید و نرخ بهره واقعی بیشتر افزایش خواهد یافت.

۴-۲- تغییرات مقداردهی پارامترها

در جدول (۲) با تغییر در پارامترهای الگو سعی در تایید و صحت الگو داریم. سه پارامتر الگو عبارتند از: π، β و α.

جدول ۲: تغییر حالت باثبات متغیرها بر اثرات افزایش محرک مالی

عامل تنزیل	احتمال بقا	افزایش در مخارج دولت (٪ از *GDP*)	افزایش منابع درآمدی دولت	کاهش مصرف (٪ از *GDP*)
$\beta = 0.98$	۰/۹۸۵	۵۱	۱/۷۲	۳۱
$\beta = 0.98$	۰/۹۸	۴۸	۱/۶۱	۲۸
$\beta = 0.98$	۰/۹۷۵	۴۶	۱/۵۳	۲۶
$\beta = 0.98$	۰/۹۵	۴۰	۱/۳۵	۲۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

α سهم نیروی کار در تولید اقتصاد ایران برابر مقدار ثابت ۰/۷ در نظر گرفته شده است. اگر π را ۰/۹۸ در نظر بگیریم برای زندگی خانوار یعنی طول عمر انتظاری برابر ۵۰ سال خواهد بود. چهار مقدار متفاوت برای پارامتر π یعنی مقادیر متوسط امید به زندگی ۶۵ سال، ۵۰ سال، ۴۰ سال و ۲۰ در نظر گرفته می‌شود در مقابل پارامتر عامل تنزیل β، مقادیر مختلف که در جدول (۲) آمده را انتخاب می‌کند. با افزایش احتمال بقا، افزایش در مخارج دولت رخ خواهد داد و از آن طرف کاهش در مصرف بیشتر خواهد شد.

۴-۳- آیاهزینه‌های دولت رفاه را افزایش می‌دهد؟

استدلال می‌شودکه یک محرک مالی سطح رفاهی را کاهش می‌دهد به دلیل آنکه مصرف کاهش می‌یابد. آیا افزایش هزینه‌های دولت می‌تواند رفاه را افزایش دهد یا اینکه مصرف کاهش می‌یابد؟ هرچند ممکن است برای برخی از مقادیر پارامترها، این مطلب درست باشد، اما به نظر نمی‌رسد که تحت مفروضات معقول و منطقی این موضوع قابل پذیرش است.

فرض کنید تولید اقتصاد برابر واحد در نظر گرفته شود و رفاه از یک تابع کاب-داگلاس پیروی کند:

$$U = c \times (1 + g) \qquad (۴۵)$$

که

$$c + g = y = 1 \qquad (۴۶)$$

فرض کنید g به عنوان انحراف از اندازه بهینه دولت باشد. تابع مطلوبیت برابر یک تابع لگاریتمی جداپذیر افزایشی با وزن‌های یکسان به روی مصرف و خریدهای دولت باشد. برای این تابع مطلوبیت، اگر g=0 باشد و اگر خانوار تنها یک واحد درآمد داشته باشند و به مصرف اختصاص دهد:

$$U^A = 1 \times 1 = 1 \qquad (۴۷)$$

به عنوان مثال، کاهش در انتظارات مردم از بازار سهام موجب خواهد شد که y به ۰/۸ کاهش یابد و اگر تغییری در هزینه‌های دولت صورت نگیرد؛ مطلوبیت خانوار از U^A به U^B کاهش خواهد یافت، یعنی:

$$U^B = 0.8 < U^A = 1$$

خانوارها در حالت B حدود ۲۰٪ ازمصرف را از دست می‌دهند و برای جبران مصرف تا به وضعیت A بازگردند احتیاج به ۰/۲ واحد دارند. در حالت B، ۰/۸ واحد از مصرف و صفر واحد برای هزینه‌های دولت می‌باشد، خانوار می‌تواند انتخاب کند برای دریافت ۰/۴۸ واحد کالاهای دولتی اگر تمایل داشته باشد، مصرف خود را به ۰/۵۲ کاهش دهد. در صورتی که خانوار حاضر به این معامله باشد وضعیت C رخ خواهد داد، در این حال مطلوبیت برابر است با:

$$U^C = 0.52 \times 1.48 = 0.77 < U^B = 0.8 < U^A = 1 \qquad (۴۹)$$

به عبارت دیگر، بازسازی اشتغال کامل در حالت توسعه بودجه متوازن دولت به وسیله واحدهای مصرفی اضافی ۳٪ (۰/۷۷–۰/۸) هزینه خواهد شد. اگر خانوار حق انتخاب‌های دیگر را داشته باشد، به این سیاست رای منفی خواهد داد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در بیشتر مطالعات اقتصادی بحث می‌شود کدام مدل‌های اقتصادی اعم از کلاسیک، کینزین سنتی و یا کینزین جدید می‌تواند شکست بازار را توضیح دهد. یکی از ایرادات وارده بر الگوهای کینزین جدید این است که این مدل‌ها نتوانسته است بروز بحران سال ۲۰۰۸ را پیش‌بینی نماید.

در این مقاله، سقوط یا افت بازار سهام بدلیل بروز بحران آن هم از طریق کاهش اطمینان عاملین شرکت در این بازار موجب انتقال از یک مقدار بیکاری کم در تعادل به یک نقطه تعادلی برای بیکاری بالاتر خواهد شد. تعادل چندگانه ممکن است اتفاق بیافتد آن هم به دلیل شکست بازار که به دنبال جستجوی کارگران و استخدام بوجود می‌آید. اگرچه مدل معرفی شده در این تحقیق دقیقاً نمونه کاملی از کل بازار نیست؛ اما این مقاله تلاش دارد یک مدل کمی در چارچوب مدل کینزی برای تحلیل بروز بحران باشد. این مدل توانست با مقداردهی پارامترها، به صورت کمی نشان دهد که محرک‌های مالی چه هزینه‌ها و یا فوایدی برای اقتصاد خواهند داشت. نتایج نشان می‌دهد

هرگاه مردم انتظار داشته باشند ارزش سرمایه‌شان کاهش یابد یعنی در حالت بدبینانه شاهد کاهش ارزش سرمایه افراد باشیم، موجب خواهد شد تولید کاهش یابد و هر چقدر این کاهش بیشتر باشد، سیاست‌های مالی دولت نقش کمتری در بازیابی و بهبود اقتصاد خواهد داشت. همچنین برای جبران در کاهش ارزش بازار سهام، افزایش بیشتر در هزینه‌های دولتی موجب افزایش بیشتر در نرخ بازدهی واقعی و تولید خواهد شد.

پیشنهاد می‌شود برای اطمینان دادن به سرمایه‌گذاران درباره بازارهایی که دچار رکود و افت شده‌اند، بانک مرکزی یا دولت دامنه‌ی نوسان برای شاخص قیمت‌ها در بازار دارائی تعیین نماید و در صورت مشاهده نوسانات زیاد شاخص قیمت‌ها، باید در بازار مداخله کند تا شاخص ارزش سهام حفظ شود. از طرفی باید برنامه‌ریزان توجه کنند، با افزایش بیشتر هزینه‌های دولت، تولید بیشتر خواهد شد اما رفاه خانوار به دلیل کاهش مصرف کمتر می‌شود. همچنین، سیاست‌های حمایتی از این بازارها توسط مقامات پولی و مالی با صدور بیانیه‌هایی موجب افزایش ارزش دارائی خصوصی مردم خواهد شد.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. طائی، حسن (۱۳۸۵). "تابع عرضه نیروی کار: تحلیلی بر پایه داده‌های خرد". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران (۲۹): ۱۱۲-۹۳.

۲. بوستانی، رضا (۱۳۹۱). "چسبندگی قیمت‌ها و سیاست پولی در اقتصاد ایران". پژوهشهای پولی و بانکی ٦(۱۵): ۱۲۸-۱۱۵.

۳. صادقی، مسعود. و عمادزاده، مصطفی (۱۳۸۲). "برآورد سهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۸۰". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران (۱۷): ۹۸-۷۹.

۴. فخرحسینی، سید فخرالدین. شاهمرادی، اصغر. و احسانی، محمدعلی (۱۳۹۱). "چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی **۱۲**(۱): ۳۰-۱.

۵. کاوند، حسین (۱۳۸۸). *تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران*، رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Blanchard, O.J. and Perotti, R. (2002). "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output". Quarterly Journal of Economics 117: 1329–1368.
2. Brown, A. (2010). *Essays in Macroeconomics and International Trade*, Ph.D. Thesis, UCLA.
3. Burnside, C., Eichenbaum, M. and Fisher, J. (2004). "Fiscal Shocks and their Consequences". Journal of Economic Theory 115: 89–117.
4. Christiano, L., Eichenbaum, M. and Rebelo, S. (2009). "When is the Government Spending Multiplier Large". NBER Working Papers 15394.
5. Clarida, R., Galı´, J. and Gertler, M. (1999). "The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective". Journal of Economic Literature 37: 1661–1707.
6. Davig, T. and Leeper, E. (2009). "Monetary-Fiscal Interactions and Fiscal Stimulus". NBER Working Paper 15133.
7. Diamond, P.A. (1982b). "Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium". Review of Economic Studies 49: 217–227.
8. Dreze, J.H. (1975). "Existence of an Exchange Economy with Price Rigidities". International Economic Review 16: 310–320.
9. Eggersston, G.B. and Woodford, M. (2002). "The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy". Brookings Papers on Economic Activity 2: 139–211.

10. Farmer, R.E.A. (2009). "Confidence, Crashes and Animal Spirits". NBER WP no. 14846.
11. Farmer, R.E.A. (2009). "Fiscal Policy can Reduse Unemployment: But there is a less Costly and more Effective Alternative". Working Paper 15021.
12. Farmer, R.E.A. and Hollenhorst, A. (2004). *Shooting the Auctioneer*, UCLA mimeo.
13. Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy". American Economic Review 58: 1–17.
14. Gertler, M., Sala, L. and Trigari, A. (2008). "An Estimated DSGE Model with Unemployment and Staggered Wage Bargaining". Journal of Money Credit and Banking **40**(8): 1713–1764.
15. Gertler, M. and Trigari, A. (2009). "Unemployment Fluctuations with Staggered Nash Wage Bargaining". Journal of Political Economy **117**(1): 38–86.
16. Hagedorn, M. and Manovskii, I. (2008). "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies Revisited". American Economic Review **98**(4): 1692–1706.
17. Hall, R.E. (2005b). "Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness". American Economic Review **95**(1): 50–65.
18. Hall, R.E. and Milgrom, P. (2008). "The Limited Influence of Unemployment on the Wage Bargain". American Economic Review **98**(4): 1653–1674.
19. Howitt, P. (1986). "The Keynesain Recovery". The Canadian Journal of Economics **19**(4): 626–641.
20. Howitt, P. and McAfee, R.P. (1987). "Costly Search and Recruiting". International Economic Review **28**(1): 89–107.
21. Monacelli, T. and Perotti, R. (2008). "Fiscal Policy, Wealth Effects and Markups". NBER Working Paper 14584.
22. Mortensen, D.T. (1984). "The Matching Process as a Non-Cooperative Bargaining Games". In: McCall, J.J. (Ed.), The Economics of Information and Uncertainty. University of Chicago Press for NBER, Chicago, pp. 233–254.
23. Pissarides, C. (1984). "Search Intensity, Job Advertising and Efficiency". Journal of Labor Economics 2: 128–143.
24. Ramey, V.A. (2008). *Identifying Government Spending Shocks; it's all in the Timing*, Mimeo, University of California San Diego.
25. Samuelson, P.A. (1955). *Economics: an Introductory Analysis*, third ed. McGraw Hill.
26. Shimer, R. (2005). "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies". American Economic Review **95**(1): 25-49.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هفدهم، بهار و تابستان ۱۳۹۶

تعیین مقادیر بهینه ابزارهای سیاست مالی با استفاده از رهیافت تئوری کنترل بهینه پویا

هادی غفاری[۱]
محمد حسین پورکاظمی[۲]
فرهاد خداداد کاشی[۳]
علی یونسی[۴*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۱/۲۰

چکیده

تاکنون در اقتصاد ایران پایه‌های مالیاتی متعددی شناسایی شده است و از این پایه‌های مالیاتی با نرخ‌های متفاوت، مالیات اخذ می‌شود. سوالی که در اینجا به ذهن می‌رسد این است که آیا این نرخ‌ها بهینه هستند؟ آیا می‌توان یک نرخ میانگین بهینه را تعیین نمود به نحوی که بتواند رشد و رفاه بیشتری را به همراه داشته باشد؟ مطالعه حاضر در پی تعیین نرخ بهینه مالیات در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۷ می‌باشد. در این مطالعه تلاش شده است با استفاده از مدل رشد درون‌زا، نرخ بهینه مالیات با استفاده از رهیافت کنترل بهینه پویا و روش اصل ماکزیمم محاسبه گردد.

یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد مهمترین عوامل موثر بر تعیین نرخ مالیات بهینه عبارتند از: نسبت مخارج بخش خصوصی به بخش دولتی، نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به بخش خصوصی، نرخ استهلاک، نرخ ترجیح زمانی، کشش تابع تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و بخش دولتی و پیشرفت فنی. از بین عوامل فوق نسبت مخارج بخش خصوصی به بخش دولتی تاثیر منفی و نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به بخش خصوصی تاثیر مثبت بر نرخ مالیات بهینه دارند. سایر متغیرها تاثیر معنی‌داری بر نرخ مالیات بهینه نداشتند. علاوه بر این، بر اساس مدل فوق الذکر نرخ بهینه مالیات حدود ۲۰ درصد است.

[۱]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور
[۲]. دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی
[۳]. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور
[۴]. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی
(*- نویسنده مسئول: Email: a_younessi@pnu.ac.ir)

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.17.81

نظر به اینکه در کشور پایه‌های مالیاتی متعدد با نرخ‌های متفاوت وجود دارد، لازم است میانگین نرخ‌های مالیات موجود به نرخ بهینه نزدیک گردد. البته این تغییرات باید با ملاحظاتی صورت گیرد و شرایط رکود و رونق در بخش‌های مختلف مالیات دهنده مورد توجه قرار گیرد. از آنجا که نرخ‌های مالیاتی در تعیین درآمدهای مالیاتی موثر هستند و از سوی دیگر افزایش آنها ممکن است اثرات منفی بر تصمیم‌گیری عاملان اقتصادی داشته باشد لازم است که در پی پایه‌های مالیاتی جدید نیز بود.

واژگان کلیدی: نرخ بهینه مالیات، سیاست‌های مالی، اصل ماکزیمم.

Keywords: Optimal Tax Rate, Fiscal Policy, Maximum Principle.
JEL Classification: C61, E62, F38.

۱- مقدمه

مخارج و درآمدهای مالیاتی دولت از جمله ابزارهای سیاست مالی هستند که با ایجاد تغییرات در آنها فعالیت‌های اقتصادی محدود می‌شوند و یا گسترش می‌یابند.

تغییر در مالیات‌ها باعث می‌گردد تا درآمد قابل تصرف تغییر نماید. به عنوان مثال هر افزایشی در مالیات پرداختی به وسیله خانوارها، درآمدی را که برای خرج کردن در اختیار آنهاست کاهش می‌دهد و در نتیجه مخارج مصرفی خانوارها و مطلوبیت آنها را پائین می‌آورد. کاهش مالیات‌ها، با اثر عکس آنچه گفته شد درآمد قابل تصرف و در نتیجه مخارج مصرفی و مطلوبیت خانوار را افزایش می‌دهد. هدف از اخذ مالیات تنها تامین مالی دولت نیست، مالیات به عنوان ابزاری برای رشد، ثبات و کاهش نابرابری در اقتصاد مورد استفاده قرار می‌گیرد. وقتی دولت مالیات را افزایش می‌دهد و آنرا صرف توسعه زیربناها می‌کند یا با کاهش مالیات شرکت‌ها، امکان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را بالا می‌برد، هدف رشد را تعقیب می‌کند. افزایش مالیات بر مصرف می‌تواند ابزاری برای کاهش تقاضای کل و در تعقیب ثبات قیمت‌ها صورت گیرد. علاوه بر این دولت برای تأمین هزینهٔ کالای عمومی، به وضع مالیات و دریافت آن اقدام می‌کند تا تداوم عرضهٔ کالاها و خدمات دولتی تضمین شود. لذا اخذ مالیات هم دارای اثر مثبت بر مطلوبیت است و هم آثار منفی بر مطلوبیت دارد (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۲۲).

از سوی دیگر بر اساس منحنی لافر افزایش مالیات‌ها همواره موجب افزایش درآمد دولت نمی‌گردد. با افزایش نرخ مالیات تا سطح بهینه درآمد دولت افزایش می‌یابد و ادامه افزایش مالیات موجب کاهش درآمدهای دولت خواهد شد لذا افزایش درآمدهای دولت بر اساس یک سطح بهینه امکان پذیر است.

وقتی دولت مالیات می‌گیرد، بر رفتار، انگیزه‌ها و انتخاب‌های مردم اثر می‌گذارد. این آثار می‌تواند جامعه را به سمت کارایی بیشتر سوق دهد، یا اقتصاد را از نقطه بهینه دورتر سازد. مالیات به عنوان یکی از ابزارهای سیاست مالی از طرق مختلفی بر کل اقتصاد اثر می‌گذارد، یکی از طریق اثر بر خانوارها، دیگری از طریق اثر بر بنگاه‌های تولیدی و در نهایت از طریق اثر بر درآمدهای دولت. چنانچه نرخ مالیات‌ها پائین باشد، درآمدهای دولت کم خواهد بود و دولت درآمد لازم برای انجام مخارج خود را نداشته و کسری بودجه ایجاد می‌شود و از انجام برخی از وظایف خود باز می‌ماند. از سوی دیگر اخذ مالیات زیاد هم قدرت خرید مردم و رفاه آنان را کاهش خواهد داد و این امر توان مالیات دهی مردم را کم می‌کند که خود مجددا منجر به کاهش درآمدهای دولت و

کسری بودجه می‌گردد. لذا تعیین نرخ بهینه برای اخذ مالیات موضوع مهمی است که نباید مورد غفلت قرار گیرد (اکبری و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۲).

هدف اصلی مطالعه حاضر تعیین نرخ بهینه مالیات است و یافتن نرخ بهینه برای درآمدهای مالیاتی دولت به شکلی که بتواند مطلوبیت بیشتری را برای خانوار به همراه داشته باشد مورد تحقیق قرار خواهد گرفت. در این چارچوب نرخ مالیات بهینه نرخی است که مطلوبیت کل حاصل از مصرف کالاهای تولید شده توسط بخش خصوصی و بخش دولتی را حداکثر نماید. جهت یافتن این نرخ، در ادامه کار ارو و کورز[1] (۱۹۷۰) و فوتاگامی و همکاران[2] (۱۹۹۳) هزینه‌های سرمایه‌گذاری بخش دولتی همراه با سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در نظر گرفته می‌شود؛ با این تفاوت که در این مقاله مدل رشد درون‌زا، مورد استفاده قرار می‌گیرد. اهمیت این تحقیق از آن جهت است که در یک محیط پویا و با استفاده از روش کنترل بهینه پویا اقدام به محاسبه نرخ مالیات بهینه می‌نماید.

در ادامه این بحث، پس از بیان ادبیات موضوع، مروری مختصر بر مطالعات انجام گرفته خواهیم داشت. سپس روش کنترل بهینه پویا شرح داده خواهد شد و با استفاده از آن مدل تصریح می‌گردد. با حل مدل تصریح شده نرخ بهینه مالیات محاسبه می‌شود.

۲- مروری بر مطالعات پیشین

۲-۱- تحقیقات داخلی

اغلب تحقیقات انجام شده در حوزه مالیات‌ها، یا اثر این متغیر را بر روی رشد اقتصادی مورد توجه قرار داده‌اند و یا نرخ بهینه یک نوع خاص از پایه مالیاتی را بدست آورده‌اند. معمولا بررسی اثر مالیات‌ها بر روی اقتصاد، در قالب سیاست‌های مالی خود را نشان داده است. به همین دلیل اثر سیاست مالی بر اقتصاد ایران، در زمینه‌های مختلفی مورد بررسی محققان قرار گرفته و هر یک از زاویه‌ای خاص سیاست مالی بهینه را بدست آورده‌اند. علاوه بر این در تحقیقات متعددی اثر سیاست‌های مالی و ابزارهای آن یعنی مخارج و درآمدهای دولت بر روی متغیرهای مختلف اقتصاد کلان مورد توجه قرار گرفته است. اثر سیاست مالی بر رشد اقتصادی توسط دل انگیزان و خزیر (۱۳۹۱)، فرهاد و سرگلزایی (۱۳۹۰)، سعدی و همکاران (۱۳۸۹)، عرب مازار و چالاک

[1]. Arrow and Kurz (1970)
[2]. Futagami (1993)

(۱۳۸۹)، سلمانی و محمدی (۱۳۸۸)، فلاحتی و همکاران (۱۳۸۸)، حسینی و همکاران (۱۳۸۷) و شفیعی و همکاران (۱۳۸۵) مورد تحقیق قرار گرفت. نتیجه کلی حاصل از این تحقیقات اثر مثبت مخارج عمرانی دولت را بر روی رشد نشان می‌دهد اما افزایش مخارج مصرفی معمولا منجر به کاهش رشد می‌گردد. به هر حال در یک جمع‌بندی کلی مشخص می‌شود که سیاست‌های مالی بر روی رشد اقتصادی ایران تاثیر داشته‌اند. علاوه بر این مشیری و همکاران (۱۳۹۰) نشان دادند که میزان تسلط سیاست‌های مالی در اقتصاد ایران ۷۷ درصد است این خود اهمیت سیاست‌های مالی را نشان می‌دهد. لذا می‌توان استدلال کرد که با توجه به نقشی که سیاست‌های مالی دارند بررسی اثر این سیاستها بر مطلوبیت خانوار بسیار جذابیت دارد.

اثر سیاست مالی بر روی توزیع درآمد توسط فولادی و ستایش (۱۳۹۳)، فرازمند و همکاران (۱۳۹۲)، اکبری و همکاران (۱۳۹۰) و فلاحتی و همکاران (۱۳۸۸) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیقات نشان از اثر قوی سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد دارد. بر اساس یافته‌های این تحقیقات، سیاست‌های مالی با بهبود رشد توزیع درآمد را بهتر می‌کنند.

اثر تغییر مالیات‌ها بر روی بخش کشاورزی در مطالعه‌ای توسط موسوی و همکاران (۱۳۹۱) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد این اثر منفی است به این معنی که وضع مالیات ۱۵ درصد بر محصولات کشاورزی، رفاه کشاورزان را کاهش خواهد داد.

عباسیان و همکاران (۱۳۹۲) در راستای رهایی از اقتصاد نفتی در پی سیاست مالی بهینه‌ای بوده‌اند که ترکیب مخارج و درآمدهای دولتی به نحوی محاسبه شود که مخارج دولت از درآمدهای نفتی مستقل و به درآمدهای مالیاتی وابسته باشد. آنها مسیر بهینه مخارج و درآمدهای مالیاتی را در افق ۱۴۰۴ محاسبه نموده‌اند.

در تحقیقات داخلی علیرغم ارزشمند بودن مطالعات انجام شده در هیچ یک از آنها به طور مستقیم تابع هدف، مطلوبیت خانوار در نظر گرفته نشده است. در تحقیق حاضر، سیاست مالی بهینه و مسیر زمانی مخارج و درآمدهای دولت به نحوی به دست می‌آید که تابع مطلوبیت خانوار را حداکثر نماید. از نظر روش مورد استفاده نیز اغلب مطالعات داخلی انجام شده از روش‌های اقتصادسنجی استفاده نموده‌اند و تنها روش تحقیق در مطالعه عباسیان و همکاران (۱۳۹۲)، فرازمند و همکاران (۱۳۹۲) و فلاحتی و همکاران (۱۳۸۸) کنترل بهینه است که در آنها از روش معادلات بلمن[1]

[1]. Bellman

استفاده شده است اما در این تحقیق از روش اصل ماکزیمم برای بدست آوردن سیاست مالی بهینه استفاده می‌گردد.

جعفری صمیمی و طهرانچیان (۱۳۸۳) در تحقیق خود از روش کنترل بهینه تصادفی استفاده کرده‌اند. آنها پیش‌بینی‌های متغیرهای اقتصاد کلان مانند حجم نقدینگی، مخارج مصرفی، و سرمایه‌گذاری دولت را در برنامه سوم با مقدار بهینه آنها مقایسه کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که حجم بهینه نقدینگی، مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری بهینه دولت، نسبت به مقادیر پیشنهاد شده آنها در برنامه سوم کمتر و درآمدهای مالیاتی بهینه، بیشتر از مقادیر پیشنهاد شده آن در برنامه سوم توسعه می‌باشد. تفاوت تحقیق حاضر با مطالعه آنها این است که در اینجا به دنبال یک نرخ رشد بهینه برای مخارج دولت هستیم که هم بتواند وضعیت قبل را ارزیابی کند و هم بتوان برای آینده برای پیش‌بینی از آن بهره برد. این دو محقق در تحقیق دیگری نیز با استفاده از روش کنترل بهینه پویا و معادلات بلمن به بررسی تاثیر سیاست‌های مالی بر شاخص‌های کلان در شرایط سیاست‌های پولی درون‌زا پرداختند. نتایج آن تحقیق نشان می‌دهد که در شرایط نظام نرخ ثابت و میخکوب خزنده ارز، که در آنها سیاست‌های پولی درون‌زا و غیر فعالند، سیاست‌های مالی، بهینه‌تر از مقادیر مصوب برنامه سوم می‌باشند. همچنین در غیاب سیاست‌های پولی همراهی کننده، نرخ بیکاری، کسری بودجه دولت و نرخ تورم از شرایط نامطلوبی برخوردار می‌شوند.

فرازمند و همکاران (۱۳۸۹) نیز با استفاده از روش کنترل بهینه به تعیین قواعد سیاست پولی و مالی بهینه در ایران پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد چنانچه بتوان قواعد بهینه سیاست پولی و مالی را تعیین نمود، با استفاده از آن امکان بهبود متغیرهای اقتصاد کلان وجود دارد. آنها معتقدند با استفاده از این قواعد بهینه می‌توان به مهار تورم به عنوان یکی از مهم‌ترین معضلات اقتصاد ایران پرداخت ضمن آنکه وضعیت متغیرهای کلان دیگر همچون رشد اقتصادی و توزیع درآمد را نیز بهبود بخشید.

در تحقیق حاضر ضمن مورد توجه قرار دادن نتایج تحقیقات قبلی، بنا به اهمیتی که نرخ مالیات‌ها در اقتصاد دارند دست یافتن به یک نرخ بهینه مالیات مورد هدف قرار می‌گیرد. رهیافت استفاده شده در این مقاله نظریه کنترل بهینه پویا با استفاده از تابع همیلتونی و روش اصل ماکزیمم است. جدای از نوآوری در موضوع مورد تحقیق، آنچه این مقاله را منحصر به فرد می‌نماید استفاده از روش ریاضی کنترل بهینه پویا در حالت گسسته است.

نظریه کنترل بهینه پویا در شرایط کمبود اطلاعات کاربرد دارد و قادر است بسیاری از مفاهیم و عبارات مبهم را با زبان ریاضی بیان کند و زمینه را برای استدلال، استنتاج، کنترل و تصمیم‌گیری در شرایط پویا فراهم آورد. این نظریه در واقع ابزاری ساده و کاربردی برای مدل کردن پیچیدگی‌های دنیای واقعی است.

نظریه کنترل بهینه پویا جزء آخرین رده از سیر تکاملی ابزارهای تحلیل پدیده‌های کلان اقتصادی است. با فرض رفتار عقلایی عاملان اقتصادی در نظریه کنترل بهینه پویا، عاملان فردی به دنبال حداکثرسازی مطلوبیت و یا عایدی خود در یک دوره زمانی بی نهایت و بین نسلی هستند.

جدول ۱: پیشینه تحقیق- تحقیقات داخلی

ردیف	محققین	متغیر مستقل	متغیر وابسته	کشور	دوره زمانی	روش	نتیجه
۱	جعفری صمیمی و تهرانچیان (۱۳۸۳)	سیاست‌های پولی و مالی	شاخص‌های عمده اقتصاد کلان	ایران	۱۳۷۹-۱۳۸۳	کنترل بهینه تصادفی	سیاست‌های پولی و مالی بهینه در مقایسه با سیاست‌های کلان پیشنهاد شده در برنامه سوم، به طور قابل توجهی نرخ رشد اقتصادی، نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی و حساب تراز جاری را بهبود می‌بخشند. همچنین حجم مخارج بهینه کمتر از مخارج پیش‌بینی شده
۲	جعفری صمیمی و تهرانچیان (۱۳۸۵)	سیاست مالی	شاخص‌های کلان	ایران	۱۳۷۹-۱۳۸۳	کنترل بهینه تصادفی و معادلات بلمن	در شرایط نظام نرخ ثابت و میخکوب خزنده ارز، که در آن‌ها سیاست‌های پولی درون‌زا و غیرفعالند، سیاست‌های مالی، بهینه‌تر از مقادیر مصوب برنامه سوم می‌باشند. همچنین در غیاب سیاست‌های پولی همراهی کننده، نرخ بیکاری، کسری بودجه دولت و نرخ تورم از شرایط
۳	شفیعی و همکاران (۱۳۸۵)	سیاست مالی	رشد اقتصادی	ایران	۱۳۸۲-۱۳۸۸	*ARDL & VDCF*[1]	نتایج تحقیق حاکی از آن است که از میان ابزارهای سیاست مالی دولت، مخارج عمرانی و مالیات‌ها به ترتیب دارای اثر مستقیم و معکوس معناداری بر رشد اقتصادی هستند، ولیکن مخارج مصرفی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد.

[1]. Autoregressive Distributed Lags & Variance Decomposition Function

۴	مانی و همکاران (۱۳۸۸)	مالیات‌ها	بازارهای مالی و رشد	۶۵ کشور جهان	۱۹۹۲-۲۰۰۸	توابع رگرسیونی	مالیات‌ها تاثیر منفی بر روی رشد دارند.
۵	مشیری و همکاران (۱۳۹۰)	درجه تسلط سیاست مالی	-	ایران	۱۳۷۷-۱۳۸۷	مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با استفاده	میزان تسلط سیاست‌های مالی در اقتصاد ایران ۷۷ درصد است.
۶	موسوی و همکاران (۱۳۹۱)	مالیات	فعالیت کشاورزی	ایران	۱۳۷۸	الگوی تعادل عمومی مبتنی بر ماتریس	دریافت مالیات ۱۵٪ از فعالیت‌های کشاورزی موجب کاهش محسوس تولید در بخش‌های کشاورزی و صنایع وابسته به کشاورزی می‌شود.
۷	عباسیان و همکاران (۱۳۹۲)	سیاست مالی بهنیه	رفع وابستگی از درآمدهای نفتی	ایران	افق ۱۴۰۴	برنامه‌ریزی پویا و معادلات بلمن	بر اساس نتایج تحقیق مسیر بهینه درآمدهای مالیاتی برای ایران در افق ۱۴۰۴ حاصل شده است به گونه‌ای که بتوان رفته رفته مخارج عمومی دولت را از محل مالیات‌ها تأمین مالی نمود.
۸	فرازمند و همکاران (۱۳۹۲)	قواعد سیاست پولی و مالی بهنیه	تولید، تورم و توزیع درآمد	ایران	۱۳۹۰-۱۳۹۴	نظریه کنترل بهینه	نتایج نشان می‌دهد با استفاده از قواعد بهینه پولی و مالی می‌توان وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی مورد هدف را حتی در زمان اجرای طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بهبود بخشید. با اتخاذ این قواعد بهینه می‌توان به مهار تورم به عنوان یکی از مهم‌ترین معضلات اقتصاد ایران پرداخت ضمن آنکه وضعیت متغیرهای کلان دیگر همچون رشد اقتصادی و توزیع درآمد را نیز بهبود بخشید.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲-۲- تحقیقات خارجی

در تحقیقات سایر کشورها در زمینه سیاست مالی بهینه، گروهی از محققین به اثر مخارج دولت بر رشد علاقه نشان داده‌اند. فولستر و مگناس[1] (۲۰۰۱)، با استفاده از روش پانل و یاک[2] (۲۰۰۵)، با استفاده از روش علیت گرنجری به این نتیجه رسیدند که مخارج دولت (جاری) بر روی رشد اثر

[1]. Folster & Magnus (2001)
[2]. Yuk (2005)

منفی دارد. یاسین[۱] (۲۰۰۱)، هپک - فالک و همکاران[۲] (۲۰۰۶)، جیرانیاکول[۳] (۲۰۰۷)، گریگوریو و سوگاتا[۴] (۲۰۰۹)، کونودو و اسویک[۵] (۲۰۰۹)، وو و همکاران[۶] (۲۰۱۰) و کانوفیوا و نیکولاس[۷] (۲۰۱۳)، با استفاده از روش رگرسیون به این نتیجه رسیدند که مخارج دولت اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. بلانچارد و پروتی[۸] (۲۰۰۲)، به بررسی اثر مخارج دولت بر مصرف بخش خصوصی خصوصی پرداختند. نتایج این تحقیق که با روش مدل خودرگرسیون برداری انجام شده، نشان داد که یک افزایش موقتی پیش‌بینی نشده در مخارج دولت، دارای اثر مکملی بر تولید و مصرف بخش خصوصی می‌باشد. دی کاسترو[۹] (۲۰۰۶)، ایناچه[۱۰] (۲۰۰۹)، موتاسکو و دانولتیو[۱۱] (۲۰۱۱) و و آتیناسی و کلیم[۱۲] (۲۰۱۴) با استفاده از روش خودرگرسیون به بررسی اثر سیاست‌های مالی بر متغیرهای اقتصادی کلان و از جمله رشد پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد شوک‌های مالی تاثیر قوی و معنی‌داری بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، نرخ بهره و تورم دارند و سیاست‌های مالی در کوتاه مدت باعث افزایش رشد می‌گردد.

تحقیقات خارجی، با توجه به عدم وابستگی اغلب کشورهای مورد مطالعه به نفت، از نظر ماهیت با کشور ایران دارای تفاوت هستند لذا تحقیق پیش رو با توجه به این تفاوت انجام شده است. علاوه بر این استفاده از روش کنترل بهینه پویا امکان دستیابی به نتایج مفیدی را در تحقیق پیش رو به ارمغان می‌آورد که تحقیقات فوق الذکر از آن برخوردار نبودند.

---

1. Yasin (2001)
2. Heppke-Falk et al (2006)
3. Jiranyakul (2007)
4. Gregoriou & Sugata (2009)
5. Kondo & Svec
6. Wu et al. (2010)
7. Kunofiwa, T. and Nicholas (2013)
8. Blanchard & Perotti (2002)
9. De Castro
10. Enache (2009)
11. Mutaşcu & Dănuleţiu
12. Attinasi & Klemm

جدول ۲: پیشینه تحقیق- تحقیقات خارجی

ردیف	محققین	متغیر مستقل	متغیر وابسته	کشور	دوره زمانی	روش	نتیجه
۱	فولستر و مگناس (۲۰۰۱)	مخارج و مالیات	رشد اقتصادی	۳۰ کشور *OECD*[1]	۱۹۷۰-۱۹۶۵	پانل	تاثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی منفی است.
۲	دی‌کاسترو (۲۰۰۶)	سیاست مالی	متغیرهای اقتصاد کلان	اسپانیا	۲۰۰۱:۲-۱۹۸۰:۱	خودرگرسیون برداری	شوک‌های مالی تاثیر قوی و معنی‌داری بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، نرخ بهره و تورم دارند.
۳	ایناچه (۲۰۰۹)	سیاست مالی	رشد اقتصادی	رومانی	۲۰۱۳-۱۹۹۲	*OLS*	ارتباط بین سیاست مالی و رشد اقتصادی آنقدر قوی نیست که به عنوان یک منبع اساسی رشد در نظر گرفته شود.
۴	کیس (۲۰۱۳)	نرخ بهینه مالیات	درآمد	مجارستان	۲۰۱۳-۲۰۰۱	شبیه سازی	نرخ مالیات بر درآمد واقعی در مجارستان از نرخ بهینه کمتر است.
۵	ریهلا و همکاران (۲۰۱۴)	نرخ بهینه مالیات	منحنی لافر	فنلاند	۲۰۱۰-۱۱۹۰	روش حداکثر درستنمایی	نرخ مالیات بهینه در فنلاند در سطح بهینه منحنی لافر نیست.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۳- مبانی نظری و ساختار الگو

ایفای نقش دولت برای تأمین اهداف اجتماع و جبران نارسایی‌های بازار، از طریق چهار دسته ابزار امکان پذیر است.

[1]. Organization for Economic Co-operation and Development

اول: قدرت وضع مقررات و قانون.

دوم: دولت می‌تواند از طریق وضع مالیات و پرداخت یارانه سطح فعالیت‌هایی را که مفید نمی‌داند کاهش دهد؛ یا اقداماتی را که مفید تشخیص می‌دهد، تشویق کند و به تعدیل درآمد و ثروت دست بزند.

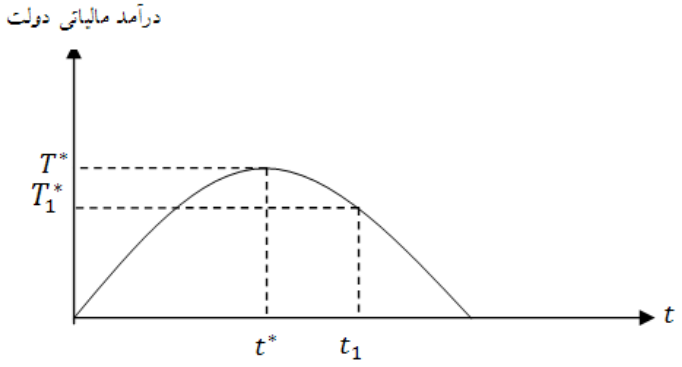
سوم: عرضه مستقیم کالا و خدمات است که درآن دولت جایگزین نظام بازار می‌شود.

چهارم: حمایت از اعتقادات و ارزش‌های صحیح.

ایفای نقش، البته بی‌هزینه نیست. چون دستیابی به هدف مستلزم اقدام است و هر اقدامی به فعالیت مالی محتاج است، بدون منابع مالی کاری صورت نمی‌گیرد. این پول باید از منبعی تأمین شود. منبع اصلی تامین هزینه‌های دولت مالیات است.

البته در حال حاضر هدف از اخذ مالیات تنها تامین مالی دولت نیست، با آشکار شدن آثار اقدامات مالی دولت، مالیات به عنوان ابزاری برای رشد، ثبات و کاهش نابرابری مورد استفاده قرار می‌گیرد. وقتی دولت مالیات را افزایش می‌دهد و آن را صرف توسعه زیربناها می‌کند یا با کاهش مالیات شرکت‌ها، امکان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را بالا می‌برد، هدف رشد را تعقیب می‌کند. افزایش مالیات بر مصرف می‌تواند ابزاری برای کاهش تقاضای کل باشد و در تعقیب ثبات قیمت‌ها صورت گیرد. علاوه بر این دولت برای تأمین هزینهٔ کالای عمومی، به وضع مالیات و دریافت آن اقدام می‌کند تا تداوم عرضهٔ کالاها و خدمات دولتی تضمین شود (پژویان و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۱۳).

مصرف مالیات دریافتی، در تعقیب هر سه هدف کارایی، عدالت و اخلاق صورت می‌گیرد. لذا مقدار مالیاتی که گرفته می‌شود، انواع مالیات و نحوه اخذ آن دارای اهمیت فراوان است. تمرکز مقاله حاضر بر مقدار نرخ بهینه مالیات است. بر اساس تحلیل لافر هنگامی که نرخ‌های مالیات از یک حد فراتر می‌رود انگیزه کار و تلاش را برای افراد کاهش می‌دهد و اگر از انگیزه کار و تلاش کاسته شود، سطح تولید و درآمد ملی کاسته می‌شود و همین عامل باعث می‌شود که درآمد مالیاتی دولت نیز کاسته شود (رحمانی، ۱۳۸۳: ۵۳).



مأخذ: رحمانی، ۱۳۸۱

شکل ۱: منحنی لافر

شکل ۱ بیان کننده تئوری لافر در ارتباط با نرخ مالیات است. همان‌طور که در شکل فوق ملاحظه می‌شود اگر نرخ مالیات از t_1 به t^* کاسته شود، درآمد مالیاتی دولت از T_1^* به T^* افزوده می‌شود. لذا تعیین نرخ بهینه مالیات دارای اهمیت به سزایی است.

۳-۱- اجزاء درآمدهای مالیاتی

درآمدهای مالیاتی دولت در دو دسته مالیات‌های مستقیم و غیر مستقیم تقسیم‌بندی می‌شود. جدول ۳: جزئیات درآمدهای مالیاتی کشور جزئیات درآمدهای مستقیم و غیر مستقیم را نشان می‌دهد. در سال ۱۳۹۳ مالیات مستقیم ۵۸٪ کل درآمدهای مالیاتی و مالیات غیر مستقیم ۴۲٪ درآمدهای مالیاتی را به خود اختصاص داده است. درآمدهای مستقیم به درآمدهای اشخاص حقوقی، درآمد مشاغل و مالیات بر ثروت تقسیم می‌شود. مالیات اشخاص حقوقی ۵۳٪، مالیات بر درآمد ۳۶٪، و مالیات بر ثروت ۱۱٪ مالیات مستقیم را شامل می‌شود.

مالیات‌های غیر مستقیم به مالیات بر واردات و مالیات بر کالاها و خدمات تقسیم می‌شود. مالیات بر واردات ۳۱٪ مالیات غیر مستقیم و مالیات بر کالاها و خدمات ۶۹٪ مالیات غیر مستقیم را تشکیل می‌دهد. مالیات بر کالاها و خدمات دارای شش زیر مجموعه شامل مالیات بر فروش فرآورده‌های نفتی، دو درصد مالیات سایر کالاها، مالیات بر ارزش افزوده، مالیات بر فروش سیگار، مالیات بر نقل و انتقال اتومبیل و مالیات شماره‌گذاری خودرو است که بیشترین حجم مالیات دریافتی در این بخش مربوط به مالیات بر ارزش افزوده با سهم ۹۰٪ است.

جدول ۳: جزئیات درآمدهای مالیاتی کشور

ردیف	نوع مالیات	سهم از کل درآمدها
	درآمدهای مالیاتی	٪۱۰۰
۱	مالیات مستقیم	٪۵۸ کل درآمدها
۱-۱	مالیات اشخاص حقوقی	٪۵۳ ردیف ۱
۱-۱-۱	مالیات علی الحساب اشخاص حقوقی دولتی	
۱-۱-۲	مالیات معوقه اشخاص حقوقی دولتی	
۱-۱-۳	مالیات نهادها و بنیادهای انقلاب اسلامی	
۱-۱-۴	مالیات اشخاص حقوقی غیر دولتی	
۱-۱-۵	مالیات عملکرد شرکت‌های دولتی	
۱-۱-۶	مالیات علی الحساب شرکت‌های دولتی در حال واگذاری	
۱-۲	مالیات بر درآمدها	٪۳۶ ردیف ۱
۱-۲-۱	مالیات حقوق کارکنان بخش عمومی	
۱-۲-۲	مالیات حقوق کارکنان بخش خصوصی	
۱-۲-۳	مالیات مشاغل	
۱-۲-۴	مالیات مستغلات	
۱-۲-۵	مالیات متفرقه درآمد	
۱-۳	مالیات بر ثروت	٪۱۱ ردیف ۱
۱-۳-۱	مالیات بر ارث	
۱-۳-۲	مالیات نقل و انتقال سرقفلی	
۱-۳-۳	مالیات نقل و انتقال سهام	
۱-۳-۴	مالیات نقل و انتقالات املاک	
۱-۳-۵	حق تمبر و اوراق بهادار	٪۳۲ ردیف ۱-۳
۲	مالیات غیر مستقیم	٪۴۲ کل درآمدها
۲-۱	مالیات بر واردات	٪۳۱ از ردیف ۲
۲-۱-۱	حقوق ورودی سایر کالاها	٪۸۹ ردیف ۲-۱
۲-۱-۲	مالیات واردات خودرو	
۲-۱-۳	حقوق ورودی دستگاه‌های اجرائی (جمعی – خرجی)	
۲-۲	مالیات بر کالاها و خدمات	٪۶۹
۲-۲-۱	مالیات بر فروش فرآورده‌های نفتی	
۲-۲-۲	دو درصد مالیات سایر کالاها	
۲-۲-۳	مالیات بر ارزش افزوده	٪۹۰ بند ۲-۲
۲-۲-۴	مالیات بر فروش سیگار	
۲-۲-۵	مالیات بر نقل و انتقال اتومبیل	
۲-۲-۶	مالیات شماره‌گذاری خودرو	

مأخذ: بانک مرکزی، گزارش وضعیت بودجه عمومی دولت، ۱۳۹۳

علیرغم اهمیت مالیات بر ارزش افزوده نرخ آن در حدود ۸٪ است. همچنین در گروه مالیات بر ثروت، حق تمبر و اوراق بهادار با سهم ۳۲ درصدی نقش بیشتری در تامین درآمدهای مالیاتی را

داشته است. نرخ حق تمبر بر اساس قانون مالیات‌های مستقیم ۰/۰۰۲ سرمایه و یا اوراق بهادار است[۱]. در بین مالیات‌های مستقیم، مالیات بر اشخاص حقوقی سهم بیشتری دارد. نرخ مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی ۲۵٪ است[۲]. همان‌طور که مشاهده می‌شود نرخ‌های متنوع مالیاتی متناسب با پایه‌های مختلف مالیاتی وجود دارد. نظر به قدیمی بودن قانون برخی از نرخ‌های مالیاتی[۳]، به روز نمودن آنها موجب افزایش درآمدهای دولت و رشد متوازن اقتصاد خواهد شد. در این تحقیق درصدد دست‌یابی به یک نرخ بهینه به عنوان یک نرخ مالیاتی میانگین برای پایه‌های مالیاتی خواهیم بود.

۳-۲- مطلوبیت خانوار

فرض می‌شود در یک اقتصاد تعداد زیادی خانواده شبیه هم وجود دارد که کالاهای تولید شده توسط بخش عمومی و بخش خصوصی را مصرف می‌کنند. یعنی مطلوبیت آنها تابع مصرف دو نوع کالای عمومی و خصوصی است. برای تعریف تابع هدف در جهت رسیدن به مسیر بهینه مالیات و مخارج دولت از روش آلتر و ساموئل[۴] (۲۰۰۵) بهره برده و تابع مطلوبیت به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$U = u(C_t, S_t) \qquad (۱)$$

بر اساس تابع فوق، مطلوبیت خانوارها (U) تابع دو متغیر C مصرف کالاهای خصوصی و S مصرف کالاهای عمومی در دوره زمانی t است. یعنی خانوارها از مصرف کالاهای عمومی تولید شده توسط دولت و کالاهای تولید شده توسط بخش خصوصی مطلوبیت کسب می‌کنند. افزایش مصرف کالاها و خدمات اعم از کالاهای عمومی و خصوصی منجر به افزایش مطلوبیت خانوار می‌گردد یعنی:

$$\frac{\partial U}{\partial C_t} > 0 \, , \frac{\partial U}{\partial S_t} > 0 \qquad (۲)$$

---

[۱]. قانون مالیات بر عایدات و حق تمبر، مرکز پژوهش‌های مجلس

[۲]. ماده ۱۰۵ قانون مالیات‌های مستقیم

[۳]. به عنوان نمونه قانون مالیات بر عایدات و حق تمبر مربوط به سال ۱۳۱۲ است.

[4]. Alter & Samuel

افزایش مخارج دولت، کالاهای عمومی بیشتری را در دسترس خانوارها قرار می‌دهد و موجب افزایش مطلوبیت خانوارها می‌گردد. با توجه به اثر مخارج و درآمدهای دولت بر مطلوبیت خانوار، تعیین نرخ بهینه مالیات که مطلوبیت خانوار را حداکثر می‌کند حائز اهمیت است.

هدف حداکثر نمودن مطلوبیت کل خانوارها در افق زمانی نامحدود است و فرض می‌شود خانوارها بین مصرف حال و آینده دست به انتخاب می زنند. لذا تابعی هدف به صورت زیر خواهد بود.

$$\sum_{t=0}^{\infty} \delta^t U(C_t, S_t) \qquad (۳)$$

در این تابعی هدف، δ نرخ ترجیح زمانی است که ثابت فرض می‌شود و هرچه برای خانوار ارزش مصرف آتی در مقایسه با مصرف جاری ارزش کمتری داشته باشد بزرگتر است.

۳-۳- کنترل بهینه پویا[1]

مسئله کنترل، گسترش مدرن حساب تغییرات می‌باشد، ارائه دهندهٔ آن پونتری اگین ریاضیدان نابینای روسی و همکاران او می باشند. مهمترین هدف نظریه کنترل بهینه، تعیین مسیر زمانی بهینه برای متغیر کنترل است. البته وقتی مسیر متغیر کنترل بهینه شد می‌توان مسیر بهینه متغیر وضعیت را نیز پیدا نمود. لذا حضور متغیر کنترل بعنوان بازیگر اصلی، جهت دهی اساسی مسئله بهینه یابی پویا را تغییر می‌دهد. حال سوالی که مطرح می‌شود این است که چه چیزی یک متغیر را متغیر کنترل می سازد؟ متغیر کنترل متغیری است که دارای دو خاصیت است: اولاً متغیری است که در معرض انتخاب صلاحدیدی ماست و ثانیاً کنترل کردن آن، متغیر وضعیت را تحت تاثیر قرار می‌دهد. بنابر این متغیر کنترل یک ابزار سیاستی است که ما را قادر می سازد متغیر وضعیت را تحت تاثیر قرار دهیم. چنانچه Y متغیر وضعیت، X متغیر کنترل و V *تابعی هدف* باشد بنابر این هر مسیر انتخاب شده برای متغیر کنترل $X(t)$ یک مسیر برای متغیر وضعیت $Y(t)$ به ما خواهد داد. در روش اصل ماکزیمم مسیر بهینه متغیر کنترل $X^*(t)$ را به گونه ای انتخاب می کنیم که به همراه مسیر بهینه متغیر وضعیت $Y^*(t)$ تابعی هدف را در طول زمانی معین $[0, T]$ بهینه نماید.

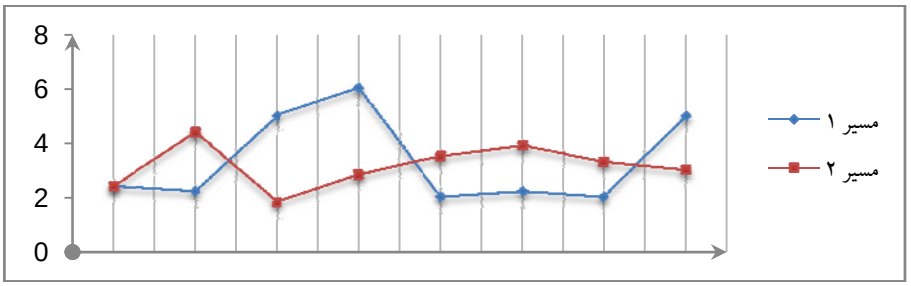
$$max\, V = max \sum_{t=t_0}^{T} Y(t, x_t, u_t) \qquad (۴)$$

$$x_{t+1} - x_t = f(t, x_t, u_t)$$

$$x(t_0) = x_0 \qquad u_t \in U, x_T \quad \text{آزاد}$$

برای هر جفت دنباله‌های $\{\{x_t\},\{u_t\}\}$ یک مسیر بهینه از نمودار ۱: مسیرهای فرضی ممکن برای متغیر کنترل و یک مقدار V از رابطه (I) به دست می‌دهد. ما به دنبال تعیین $\{\{x^*{}_t\},\{u^*{}_t\}\}$ که به ازای آن مقدار V^* از همه Vها بیشتر است می‌باشیم.

نمودار ۱: مسیرهای فرضی ممکن برای متغیر کنترل



منبع: پورکاظمی، ۱۳۹۳: ۴۰۰

اگر دنباله‌های $\{\{x^*{}_t\},\{u^*{}_t\}\}$ یک زوج دنباله بهینه برای تابعی هدف باشد شرایط لازم اصل ماکزیمم در حالت گسسته به صورت زیر خواهد بود.

$$\begin{cases} \frac{\partial H}{\partial U} = 0 & \text{اگر } u^* \text{ درونی باشد .}\ ,\ \frac{\partial^2 H}{\partial u^2} < 0 \\ \frac{\partial H}{\partial \lambda} = x_{t+1} - x_t \implies x_{t+1} - x_t = f(t, x_t, u_t) \\ \frac{\partial H}{\partial x_t} = \lambda_{t-1} - \lambda_t \qquad \lambda_T = 0 \end{cases} \qquad (۵)$$

شرط کافی: فرض می‌شود سه گانه $\{\{x^*{}_t\},\{u^*{}_t\},\{\lambda_t^*\}\}$ در تمامی شروط لازم صدق کند؛ اگر تابع همیلتون به ازای $\{u, x\}$ مقعر باشد، پس سه گانهٔ فوق مسئله (II) را بیشینه می‌کند (پورکاظمی، ۱۳۹۳: ۴۰۲).

۴- تجزیه و تحلیل تجربی نتایج

۴-۱- محدودیت‌های مدل

در جریان تولید، بخش خصوصی و دولتی به سرمایه نیاز دارند، نرخ رشد سرمایه $k_{t+1} = (1-\mu)k_t + I_t$ است که در آن μ نرخ استهلاک، I_t سرمایه‌گذاری دوره فعلی، k_t موجودی سرمایه دوره فعلی و k_{t+1} موجودی سرمایه دوره بعد خواهد بود.

قید بودجه: رابطه درآمد تعادلی را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$Y_t = C_t + I_t + b_t \rightarrow b_t = Y_t - C_t - I_t \qquad (۶)$$

که در آن Y کل کالاها و خدمات تولید شده در دوره خاص، b مصرف بخش دولتی، C مصرف بخش خصوصی و I مخارج بخش سرمایه‌گذاری در آن دوره است.

در بخش تولید فرض می‌شود تعداد بسیاری بنگاه شبیه به هم وجود دارد که تابع تولید مشابهی به شکل زیر دارند و شرایط مورد نظر تابع تولید را برآورده می‌سازند.

$$F = f(k_t, g_t, l_t, A) \qquad (۷)$$

که در آن k_t موجودی سرمایه بخش خصوصی و g_t موجودی سرمایه حاصل شده به دلیل مخارج دولت است. یعنی مخارج دولت به وسیله g_t بر روی تولید اثر می‌گذارد. l_t نیروی کار است که با استفاده از موجودی سرمایه در امر تولید نقش دارد و A بیانگر پیشرفت فنی هیکس است. بنگاه‌ها حداکثر کننده سود هستند و متعلق به خانوارها می‌باشند و سود آنها نصیب خانوارها می‌شود.

محدودیت مخارج دولت در دوره بعد را می‌توان به صورت زیر نشان داد.

$$b_{t+1} = [1 + (1-\tau)r]b_t + (1-\tau)f(k_t, g_t) - c_t - I_t \qquad (۸)$$

که در آن τ_t نشان دهنده مالیات در دوره t و b_{t+1} ارزش آتی مخارج دولت پس از کسر مالیات و r نرخ بهره است و در آن Y به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y = [1 + (1-\tau)r]b_t + (1-\tau)f(k_t, g_t) \qquad (۹)$$

$(1-\tau_t)f(k_t,g_t)$ عبارت است از تولید پس از کسر مالیات و رابطه $[1+(1-\tau_t)r]b_t$ ارزش حال مخارج دوره قبل می‌باشد که مالیات از آن کسر شده است.

بر اساس تئوری دولت تحصیلدار[1] متاسفانه مالیات‌ها در کشور ما تابعی کاهنده از درآمدهای نفتی هستند (زراء نژاد و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۱۱). یعنی افزایش درآمدهای نفتی موجب کاهش توجه به مالیات‌ها بوده است:

$$\tau = f(OI_t), f \acute{<} 0 \qquad (۱۰)$$

که در آن τ نشان دهنده مالیات‌ها و OI_t درآمدهای نفتی است. لذا از این طریق تغییرات درآمدهای نفتی بر روی نرخ مالیات و درآمدهای مالیاتی کشور اثر می‌گذارد و بخشی از اثرات مثبت کسب درآمد از طریق مالیات را کاهش می‌دهد.

۴-۲- مسئله بهینه‌یابی

هدف مسئله حداکثر نمودن مطلوبیت جامعه در یک افق زمانی نامحدود با محدودیت‌های مربوط به مدل است.

$$max \sum_{t=0}^{\infty} \delta U(C_t, S_t) \qquad (۱۱)$$

$$k_{t+1} = (1-\mu)k_t + I_t \qquad (۱۲)$$

$$b_{t+1} = [1+(1-\tau)r]b_t + (1-\tau)f(k_t, g_t, l_t, A) - c_t - I_t \qquad (۱۳)$$

$$\tau = f(OI_t) \qquad (۱۴)$$

$$b \geq 0$$

مسیرهای زمانی بهینه متغیرهای مخارج و درآمدهای دولت به عنوان متغیرهای کنترل در مدل برنامه‌ریزی پویا طوری انتخاب می‌شوند که تابعیِ مفروضی را که وابسته به مسیرهای زمانی و متغیرهای وضعیت است، ماکزیمم نماید.

[1]. تئوری دولت تحصیلدار، مجموعه‌ای از ایده‌های مربوط به الگوی توسعه در کشورهایی است که دولت‌هایشان بخش قابل توجهی از درآمد خود را از رانت اقتصادی مربوط به منابع طبیعی سرشار بدست می‌آورند.

برای دستیابی به راه حل بهینه مدل پویای (۱۱) با مفروضات (۱۲)، (۱۳) و(۱۴) از روش اصل ماکزیمم با متغیرهای گسسته استفاده می‌شود.

سیستم معادلات همیلتون به شکل زیر خواهد بود.

$$H = \delta^t U(C_t, S_t) + \psi_t^1[(1-\mu)k_t + I_t] + \psi_t^2\{[1 + (1-\tau_t)r]b_t + (1-\tau)f(k_t, g_t, l_t, A) - C_t - I_t\} \quad (۱۵)$$

متغیر وضعیت در این مدل U است و متغیرهای S_t و τ_t متغیرهای کنترل هستند و ψ_t^1 و ψ_t^2 پارامترهای جدید موسوم به متغیرهای الحاقی یا هم وضعیت اند. این پارامترها پویا هستند و هم ارز ضریب لاگرانژ در بهینه‌سازی ایستا، نسبت به قیود داده شده‌اند. هر متغیر الحاقی متناظر با یک معادله دیفرانسیل حرکت است که در فاصله t_0 و t_1 تعریف شده‌اند. متغیرهای الحاقی در حالت کلی بر حسب زمان تغییر می‌کنند و فرض می‌شود که این متغیرها توابعی پیوسته و غیر صفر از زمان هستند.

با برون‌زا در نظر گرفتن l_t و همچنین بر اساس شرایط بهینه در روش اصل ماکزیمم داریم:

$$\frac{\partial H}{\partial C_t} = 0 \quad (۱۶)$$

$$\frac{\partial H}{\partial k_t} = \psi_{t-1}^1 - \psi_t^1 \quad (۱۷)$$

$$\frac{\partial H}{\partial b_t} = \psi_{t-1}^2 - \psi_t^2 \quad (۱۸)$$

بر اساس رابطه (۱۶) داریم:

$$\delta_t \acute{U}_t(C_t, S_t) = \psi_t^2 \quad (۱۹)$$

$$\psi_t^1 = \psi_t^2 + \lambda_t \quad (۲۰)$$

بر اساس رابطه (۱۷) خواهیم داشت:

$$\psi_{t-1}^1 - \psi_t^1 = (1-\mu)\psi_t^1 + (1-\tau_t)\acute{f}_1(k_t, g_t)\psi_t^2 \quad (۲۱)$$

بر اساس رابطه (۱۸) داریم:

$$\psi_{t-1}^{2} - \psi_{t}^{2} = [1 + (1 - \tau_t)r]\psi_t^2 \qquad (۲۲)$$

بر اساس رابطه (۲۰) و با توجه به ماهیت بودجه خواهیم داشت: $b_t > 0\,, b_{t+1} > 0$. بنابراین قیمت سایه آن در دوره t و t+1 صفر خواهد شد. اگر λ قیمت دوگان و یا قیمت سایه باشد خواهیم داشت:

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} = 0 \qquad (۲۳)$$

زیرا برای ضریب لاگرانژ بر اساس اصل ماکزیمم و شرایط دوگان داریم:

$$\lambda_t . b_{t-1} = 0$$

با توجه به رابطه (۲۳) و جایگذاری در رابطه (۲۰) داریم:

$$\psi_t^1 = \psi_t^2 \ , \ \psi_{t-1}^1 = \psi_{t-1}^2 \qquad (۲۴)$$

با استفاده از روابط (۲۴) در روابط (۲۱) و (۲۲) خواهیم داشت:

$$\left[1 - \mu + (1 - \tau_t)\acute{f}_t(k_t, g_t)\right] = [1 + (1 - \tau_t)r] \qquad (۲۵)$$

و یا:

$$\tau_t = 1 + \frac{\mu}{r - \acute{f}_1(k_t, g_t)} \qquad (۲۶)$$

رابطه ۱۸ درآمد مالیاتی در زمان t که حداکثر کننده تابع مطلوبیت است را نشان می‌دهد.

$$\tau_t = \tau(r, \mu, \kappa_t, g_t)$$

بر اساس رابطه فوق درآمد مالیاتی تابع نرخ بهره، نرخ استهلاک و موجودی سرمایه بخش خصوصی و دولتی است.

برای دستیابی به نرخ بهینه مخارج دولتی لازم است که ابتدا نوع تابع مطلوبیت مشخص شود.

بر اساس معادله (۱) مطلوبیت خانوارها تابع دو متغیر (C) مصرف کالاها و خدمات خصوصی و (S) مصرف کالاها و خدمات عمومی است. کالاهای عمومی توسط دولت تولید می‌شود و شامل کلیه مخارج دولت است.

با فرض یک تابع مطلوبیت از نوع برنولی با دو متغیر خواهیم داشت:

$$U(C,S) = \frac{1}{1-v}(C^{1-\gamma}, S^{\gamma})^{1-v} \quad (۲۷)$$

بر اساس رابطه (۲۴) فرض می‌شود:

$$\psi_t^1 = \psi_t^2 = \psi \qquad ,\forall t \quad (۲۸)$$

و همچنین برای سادگی فرض می‌شود:

$$q_t = \frac{\psi_t}{\delta_t} \quad (۲۹)$$

با استفاده از رابطه (۲۹) در شرایط بهینه رابطه (۱۹) خواهیم داشت:

$$\acute{U}_t(C_t, S_t) = q_t \quad (۳۰)$$

$$q_{t-1} = \left[1 - \mu + (1-\tau)\acute{f}_t(k_t, g_t)\right]\delta q_t \quad (۳۱)$$

$$q_t = (1-\gamma)C_t^{(1-\gamma)(1-v)-1}S_t^{\gamma(1-v)} \quad (۳۲)$$

$$q_{t-1} = (1-\gamma)C_{t-1}^{(1-\gamma)(1-v)-1}S_{t-1}^{\gamma(1-v)} \quad (۳۳)$$

$$C_{t-1}^{(1-\gamma)(1-v)-1}S_{t-1}^{\gamma(1-v)} = \delta\left[1 - \mu + (1-\tau)\acute{f}_t(k_t, g_t)\right]C_t^{(1-\gamma)(1-v)-1}S_t^{\gamma(1-v)} \quad (۳۴)$$

با استفاده از رابطه (۳۴) نرخ رشد مصرف کالاهای تولید شده توسط بخش خصوصی عبارت است از:

$$\frac{C_t}{C_{t-1}} = \left\{\delta\left[1 - \mu + (1-\tau)\acute{f}_t(k_t, g_t)\right]\right\}^{\frac{1}{1-(1-\gamma)(1-v)}}\left\{\frac{S_t}{S_{t-1}}\right\}^{-\frac{\gamma(1-v)}{1-(1-\gamma)(1-v)}} \quad (۳۵)$$

با این فرض که نرخ رشد متعادل بین مصرف کالاهای تولید شده توسط بخش خصوصی و دولتی وجود دارد خواهیم داشت:

$$\frac{C_t}{C_{t-1}} = \frac{S_t}{S_{t-1}} \qquad ,\forall t \tag{۳۶}$$

با این فرض رابطه (۳۵) به شکل زیر خواهد شد:

$$\frac{S_t}{S_{t-1}} = \left\{\delta\left[1-\mu+(1-\tau)\acute{f}_1(k_t,g_t)\right]\right\}^{\frac{1}{v}} \tag{۳۷}$$

رابطه (۳۷) نرخ رشد مخارج دولتی را نشان می‌دهد. بر اساس این رابطه نرخ رشد مخارج دولتی تابعی از نرخ ترجیح زمانی، نرخ استهلاک و نرخ مالیات است.

۴-۳- حل مدل

با استفاده از داده‌های مربوط به مقادیر تشکیل سرمایه در بخش خصوصی و دولتی در نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی مشاهده می‌شود که نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی (g_t) و بخش خصوصی (k_t) ثابت و برابر θ است[۱]. این مقدار تا سال ۱۳۸۳ در حدود ۰/۴ و از سال ۱۳۸۳ به بعد حدود ۰/۶ می‌باشد یعنی:

$$\frac{g_t}{k_t} = \theta \tag{۳۸}$$

با استفاده از فرض فوق و ثابت دانستن l (نیروی کار) و A پیشرفت فنی، تابع تولید را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$f(k_t,g_t) = f(k_t,\theta k_t) = \varphi(k_t,\theta) \tag{۳۹}$$

پویایی‌های مدل به وسیله معادلات زیر قابل بیان است:

$$\begin{cases} k_{t+1} = (1-\mu)k_t + I_t \\ b_{t+1} = \left[1-\mu+(1-\tau)\acute{f}_1(k_t,g_t)\right]b_t + (1-\tau)f(k_t,g_t) - C_t - I_t \\ C_t = \left\{\delta\left[1-\mu+(1-\tau)\acute{f}_1(k_t,g_t)\right]\right\}^{\frac{1}{v}} C_{t-1} \end{cases} \tag{۴۰}$$

[۱]. نشریه نماگرهای اقتصادی، بانک مرکزی ج.ا.ا، سال‌های مختلف.

با درج روابط (۳۹) در دستگاه معادلات پویای (۴۰) داریم:

$$\begin{cases} k_{t+1} = (1-\mu)k_t + I_t \\ b_{t+1} = [1-\mu+(1-\tau)\acute{\varphi}(k_t,\theta)]b_t + (1-\tau)\varphi(k_t,\theta) - C_t - I_t \\ C_t = \{\delta[1-\mu+(1-\tau)\acute{\varphi}(k_t,\theta)]\}^{\frac{1}{v}} C_{t-1} \end{cases} \quad (۴۱)$$

مدل زمانی بر روی مسیر رشد متعادل و تعادل پایدار قرار دارد که:

$$\begin{cases} \dot{k} = 0 \to k_{t+1} = k_t = k^* \\ \dot{b} = 0 \to b_{t+1} = b_t = b^* \\ \dot{c} = 0 \to c_{t+1} = c_t = c^* \end{cases} \quad (۴۲)$$

در این صورت روابط زیر را خواهیم داشت:

$$I^* = \mu k^* \quad (۴۳)$$

$$b^* = \frac{1}{\frac{1}{\delta}-1}[C^* + I^* - (1-\tau)\varphi(k^*,\theta)] \quad (۴۴)$$

$$(1-\tau)\acute{\varphi}(k^*,\theta) = \frac{1}{\delta} - (1-\mu) \quad (۴۵)$$

چنانچه تابع تولید به شکل زیر در نظر گرفته شود:

$$f(k,g) = Ak^{\alpha}g^{\beta} \quad (۴۶)$$

آنگاه با توجه به رابطه (۳۹) خواهیم داشت:

$$\varphi(k,\theta) = A\theta^{\beta}k^{\alpha+\beta} \to \acute{\varphi}(k,\theta) = A(\alpha+\beta)\theta^{\beta}k^{\alpha+\beta-1} \quad (۴۷)$$

با جایگذاری رابطه (۴۷) در معادله (۴۳) داریم:

$$k^* = \left[\frac{\frac{1}{\delta}-(1-\mu)}{(1-\tau)A(\alpha+\beta)\theta^{\beta}}\right]^{\frac{1}{\alpha+\beta-1}} \quad (۴۸)$$

با جایگذاری رابطه (۴۷) در (۴۴) داریم:

$$b^* = \frac{1}{\frac{1}{\delta}-1}\left[C^* + \mu k^* - (1-\tau)A\theta^{\beta}(k^*)^{\alpha+\beta}\right] \quad (۴۹)$$

بر اساس رابطه (۴۹) اگر فرض کنیم در مسیر رشد متعادل $b^* = 0$ آنگاه C^* عبارت است از:

$$C^* = (1-\tau)A\theta^{\beta}(k^*)^{\alpha+\beta}\mu k^* \quad (۵۰)$$

برای به دست آوردن سطح مالیات بر روی مسیر رشد متوازن، بودجه عمومی دولت در شرایط متوازن به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\tau\varphi(k^*,\theta) = S^* + h^* \quad (۵۱)$$

که در آن سمت چپ رابطه درآمدها و سمت راست مخارج دولت است. S^* مخارج دولت در تولید کالاهای عمومی و h^* سرمایه‌گذاری است.
با استفاده از داده‌های سری زمانی c و s که توسط بانک مرکزی ارائه شده است، مشخص می‌شود در طول سال‌های گذشته نسبت این دو متغیر در فاصله ۴ تا ۵ ثابت بوده است. لذا این فرض که نسبت C^* به S^* مقدار ثابتی باشد خواهیم داشت:

$$\frac{C^*}{S^*} = \varepsilon \quad (۵۲)$$

در این صورت رابطه (۵۱) عبارت خواهد بود از:

$$\tau\varphi(k^*,\theta) = \frac{1}{\varepsilon}C^* + \theta\mu k^* \quad (۵۳)$$

$$\tau\varphi(k^*,\theta) = \frac{1}{\varepsilon}\left[(1-\tau)A\theta^{\beta}(k^*)^{\alpha+\beta-}\mu k^*\right] + \theta\mu k^* \quad (۵۴)$$

از رابطه (۵۴) ارزش بهینه درآمد مالیاتی برای حداکثر شدن مطلوبیت خانوار بدست می‌آید.

$$\tau^* = \frac{1}{1+\varepsilon} + \frac{\varepsilon\theta-\mu}{1+\varepsilon}\frac{k^*}{\varphi(k^*,\theta)} \quad (۵۵)$$

همینطور سطح بهینه مصرف عبارت خواهد بود از:

$$c^* = \frac{1}{1+\varepsilon}[\varphi(k^*,\theta) - \varepsilon(\theta+\mu)k^*] \quad (۵۶)$$

به هر نحو کاربرد رهیافت کنترل بهینه پویا و استفاده از روش اصل ماکزیمم پونتریاگین[1] اطلاعات مناسبی در ارتباط با متغیرهای موثر بر ابزارهای سیاست مالی ارائه می‌دهد. در رابطه ۳۷ نرخ مالیات بهینه به شرح زیر بدست آمده است.

با جایگذاری k^* و $\varphi(k^*,\theta)$ در معادله (۵۵) خواهیم داشت:

$$\tau = \frac{1}{1+\varepsilon} + \frac{(\varepsilon\theta-\mu)k}{(1+\varepsilon)A\theta^{\beta}k^{(\alpha+\beta)}} \qquad (۵۷)$$

بر اساس رابطه (۵۷) مشخص است که نرخ مالیات بهینه تابع عوامل زیر است:

$$\tau^* = f(\varepsilon,\theta,\mu,k,A,\alpha,\beta) \qquad (۵۸)$$

با کالیبره کردن مقدار هر یک از پارامترها و متغیرهای فوق می‌توان تغییرات درآمد مالیاتی را محاسبه کرد.

از رابطه (۵۸) مشخص است که نسبت مصرف بخش خصوصی به بخش دولتی، نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به خصوصی، استهلاک، موجودی سرمایه، ضریب پیشرفت فنی، و کشش تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش دولتی و خصوصی بر روی نرخ مالیات بهینه اثر دارند.

۴-۴- کاربرد مدل و یافته‌های تجربی

پس از بیان مدل و بهینه‌یابی آن، با استفاده از روش شبیه سازی عددی، رفتار دینامیکی نرخ بهینه مالیات‌ها بررسی می‌شود. در ابتدا لازم است پارامترهای مدل $\{A,\varepsilon,\alpha,\beta,\mu,\theta\}$ مقدار دهی (کالیبراسیون) شوند. در مطالعات مختلف خارجی و داخلی در این زمینه عمدتاً از مقادیر عددی محاسبه شده در سایر مطالعات استفاده می‌شود. استفاده از این مقادیر که ممکن است برآورد تقریبی از پارامترهای اصلی باشد، خللی در روند اصلی مطالعه ایجاد نمی‌کند، چرا که جایگزینی مقادیر حاصل از مطالعات موجود، در مسیرهای حاصله و انجام تحلیل حساسیت به راحتی قابل انجام است. در اینجا مقدار پایه پارامترهای مدل بر اساس جدول زیر مقدار دهی شده است.

[1]. Pontryagin's

جدول ۴: کالیبراسیون پارامترها

نام پارامتر		
مقدار	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵

مأخذ: پورکاظمی و لطفی، ۱۳۹۰: ۱۶۵

نظر به متفاوت بودن دوره مورد بررسی و مدل انتخاب شده در برخی از مطالعات داخلی و خارجی، برخی از پارامترها با استفاده از روش رگرسیون محاسبه شده است. با استفاده از داده‌های سالانه تشکیل سرمایه ثابت بخش خصوصی و دولتی (۱۳۹۱-۱۳۷۶) که توسط بانک مرکزی منتشر می‌گردد رابطه زیر تخمین زده شد و نتایج در جدول ۵ ارائه گردیده است.

$$f(k_t, g_t) = Ak^{\alpha} g^{\beta}$$
$$lnY_t = lnA + \alpha lnk_t + \beta lng_t \qquad (۵۹)$$

جدول ۵: کالیبراسیون پارامترها

نام پارامتر					
مقدار	۴/۶۴	۰/۶	۲/۵۸	-۱/۱۵	۰/۰۰۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول ۵ که کالیبراسیون پارامترهای مدل را نشان می‌دهد مقدار ضریب پیشرفت فنی ۰/۰۰۶ به دست آمده است. این ضریب نشان دهنده اثر سطح دانش بر تولید است. β کشش تابع تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش دولتی است. مقدار این ضریب ۱/۱۵- به دست آمده است که نشان از تاثیر منفی افزایش سهم دولت در جریان تولید است. یکی از دلایل این امر اثر *crowding out* یا بیرون رانی بخش خصوصی می‌باشد، زیرا با افزایش سهم دولت در اقتصاد و کمبود منابع، بخش خصوصی از حضور در فرآیند تولید باز می‌ماند. α کشش تابع تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است که برابر ۲/۵۸ می‌باشد. θ نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به بخش خصوصی است که مقدار آن ۰/۶ به دست آمده است. مقدار ε نسبت مصرف بخش خصوصی به بخش دولتی ۶/۶۴ است. مقدار θ و ε بر پایه مقادیر این دو متغیر و محاسبه بر اساس جداول آماری بانک مرکزی محاسبه شده است.

مقدار مسیر مالیات بهینه از طریق رابطه (۵۵) و از طریق جایگذاری $\varphi(k^*,\theta)$ از رابطه (۴۱) و k^* از رابطه (۴۸) در آن به دست می‌آید. برای حل این دو معادله از بسته نرم‌افزاری میپل[1] استفاده می‌کنیم و داریم:

$$\begin{cases} \tau^* = \frac{1}{1+\varepsilon} + \frac{\varepsilon\theta-\mu}{1+\varepsilon}\frac{k^*}{\varphi(k^*,\theta)} \\ k^* = \left[\frac{\frac{1}{\delta}-(1-\mu)}{(1-\tau)A(\alpha+\beta)\theta^{\beta}}\right]^{\frac{1}{\alpha+\beta-1}} \end{cases} \quad (۶۰)$$

$$k = \left[\frac{\frac{1}{\delta}-1+\mu}{\left(1-\frac{1}{1+\varepsilon}-\frac{(\varepsilon\theta-\mu)k}{(1+\varepsilon)A\theta^{\beta}k^{(\alpha+\beta)}}\right)A(\alpha+\beta)\theta^{\beta}}\right]^{\left(\frac{1}{\alpha+\beta-1}\right)} \quad (۶۱)$$

$$k = \left[\frac{\frac{1}{\delta}-1+\mu}{\left(1-\frac{1}{1+\varepsilon}-\frac{(\varepsilon\theta-\mu)k}{(1+\varepsilon)A\theta^{\beta}k^{(\alpha+\beta)}}\right)A(\alpha+\beta)\theta^{\beta}}\right]^{\left(\frac{1}{\alpha+\beta-1}\right)} \quad (۶۲)$$

با جایگذاری مقدار پارامترها داریم:

$$k = \left[\frac{1595.613703}{0.8226950355-\frac{44.98167422}{k^{0.43}}}\right]^{2.325581395} \quad (۶۳)$$

با محاسبه k و جایگذاری آن در رابطه مالیات، نرخ بهینه مالیات در مقدار $\tau^* = 0.1999058$ به دست خواهد آمد. به این معنی که نرخ بهینه مالیات جهت حداکثر شدن رشد اقتصادی و رفاه در حدود ۲۰ درصد باید باشد.

۴-۵- تحلیل حساسیت نرخ بهینه مالیات نسبت به پارامترها

در تحلیل حساسیت نرخ مالیات نسبت به پارامترهای موثر بر آن، مقدار پارامترها را تغییر داده و سپس تغییرات نرخ مالیات بهینه نسبت به آن مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. بر اساس رابطه (۵۸) نرخ مالیات بهینه تابع متغیرهای θ (نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به بخش خصوصی)، μ

[1]. Maple

(استهلاک)، δ (نرخ ترجیح زمانی افراد بین حال و آینده)، A (پیشرفت فنی هیکس)، α (حساسیت تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش دولتی) و β (حساسیت تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی) است.

جدول ۶: تحلیل حساسیت نرخ مالیات نسبت به پارامتر ε

ردیف	τ*	k	ε	θ	μ	δ	A	α	β
۱	۰/۱۳	۳۸۹۱۰۰۸۲	۸/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۲	۰/۱۵	۴۱۷۰۰۳۷۶	۶/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۳	۰/۱۹۹	۴۷۱۹۱۷۹۸	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۴	۰/۲۹	۶۲۷۴۳۸۲۰	۲/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۵	۰/۶۱	۲۵۷۶۸۹۷۶۴	۰/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶ تغییرات نرخ بهینه مالیات را به ازای تغییر پارامتر ε نشان می‌دهد. در ردیف سوم این جدول، مقدار پارامترها بر پایه محاسبات تحقیق درج شده است که بر اساس آنها نرخ مالیات بهینه ۰/۱۹۹ به دست آمده است. حال اگر مقدار ε را از ۴/۶۴ به ۶/۶۴ و ۸/۶۴ افزایش دهیم نرخ مالیات بهینه از ۰/۱۹۹ به ۰/۱۵ و۰/۱۳ کاهش می‌یابد. این اتفاق شاید به این دلیل باشد که با کاهش نسبت مخارج بخش خصوصی به مخارج بخش دولتی نیاز به اخذ مالیات بیشتر وجود دارد و لازم است که نرخ مالیات افزایش یابد. افزایش این نسبت به معنی کاهش مخارج دولت و امکان کاهش مالیات‌ها خواهد بود. چنان‌چه مقدار نسبت مخارج بخش خصوصی به بخش دولتی از عدد ۴/۶۴ به مقدار ۲/۶۴ و ۰/۶۴ کاهش یابد، نرخ مالیات بهینه از ۰/۱۹۹ به ۰/۲۹ و ۰/۶۱ افزایش خواهد یافت. به این معنی که افزایش ε منجر به کاهش نرخ مالیات بهینه خواهد شد و برعکس.

جدول ۷: تحلیل حساسیت نرخ مالیات نسبت به θ

ردیف	τ*	k	ε	θ	μ	δ	A	α	β
۱	۰/۲۱	۱۹۳۰۹۶۸۶۵	۴/۶۴	۱	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۲	۰/۲۰	۱۰۴۰۷۴۴۰۲	۴/۶۴	۰/۸	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۳	۰/۱۹۹	۴۷۱۹۱۷۹۸	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۴	۰/۱۹۲	۱۵۶۱۳۴۴۴	۴/۶۴	۰/۴	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۵	۰/۱۸۴	۲۳۹۲۷۸۴	۴/۶۴	۰/۲	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

یکی دیگر از متغیرهای موثر در محاسبه نرخ مالیات بهینه، نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به بخش خصوصی است. در جدول ۷ شرایط اولیه بر اساس محاسبات تحقیق در ردیف سوم درج شده است. مقدار θ در این ردیف ۰/۶ است. حال اگر مقدار این پارامتر به عدد ۰/۸ و ۱ افزایش یابد مقدار مالیات بهینه از ۰/۱۹۹ به ۰/۲۰ و سپس به ۰/۲۱ افزایش خواهد داشت. کاهش این پارامتر از ۰/۶ به ۰/۴ و ۰/۲، نرخ مالیات بهینه را به ۰/۱۹۲ و ۰/۱۸۴ کاهش خواهد داد. لذا می‌توان گفت افزایش نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به بخش خصوصی منجر به افزایش نرخ مالیات می‌گردد.

جدول ۸: تحلیل حساسیت نرخ مالیات نسبت به استهلاک

ردیف	τ*	k	ε	θ	μ	δ	A	α	β
۱	۰/۲۰	۴۶۹۸۸۱۴۹	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۰۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۲	۰/۲۰	۴۷۰۸۹۹۱۰	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۲۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۳	۰/۱۹۹	۴۷۱۹۱۷۹۸	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۴	۰/۱۹۹	۴۷۲۹۳۸۱۱	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۶۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۵	۰/۱۹۹	۴۷۳۹۵۹۴۹	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۸۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول ۸ حساسیت نرخ مالیات نسبت به تغییرات استهلاک مورد ارزیابی قرار گرفته است. در حالت پایه، نرخ استهلاک در ردیف سوم عدد ۰/۰۴۵ در نظر گرفته شده است. با کاهش استهلاک از ۰/۰۴۵ به ۰/۰۲۵ و ۰/۰۰۵، نرخ مالیات بهینه در حدود ۰/۲۰ ثابت باقی می‌ماند و با افزایش استهلاک از ۰/۰۴۵ به ۰/۰۶۵ و ۰/۰۸۵، مقدار نرخ مالیات بهینه در عدد ۰/۱۹۹ ثابت می‌ماند. هر چند در ابتدا به نظر می‌رسد با افزایش نرخ استهلاک نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتر جهت حفظ موجودی سرمایه لازم است و این سرمایه‌گذاری بیشتر مخارج دولت را افزایش داده و نیاز به مالیات بیشتر حس خواهد شد، اما با توجه به جدول ۸ تغییرات نرخ استهلاک اثر معنی‌داری بر روی نرخ مالیات ندارد.

جدول ۹: تحلیل حساسیت نرخ مالیات نسبت به δ

ردیف	τ*	k	ε	θ	μ	δ	A	α	β
۱	۰/۲۱	۱۲۶۵۳۴۷۹	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۹۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۲	۰/۲۰	۲۲۴۳۰۲۷۵	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۷۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۳	۰/۱۹۹	۴۷۱۹۱۷۹۸	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۴	۰/۱۹۱	۱۳۸۰۵۴۷۴۳	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۳۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۵	۰/۱۸۳	۱۰۱۲۵۲۳۰۷۴	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۱۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول ۹ تحلیل حساسیت نرخ مالیات بهینه نسبت به نرخ ترجیح زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد. با افزایش نرخ ترجیح زمانی از ۰/۰۵۵ به ۰/۰۷۵ و ۰/۰۹۵، نرخ مالیات از ۰/۱۹۹ به ۰/۲۰ و ۰/۲۱ افزایش می‌یابد و با کاهش آن نرخ مالیات بهینه کاهش می‌یابد. لذا با تغییر نرخ ترجیح زمانی افراد، نرخ مالیات‌ها تغییر هم‌جهت اما محدود خواهد داشت. به این شکل که با افزایش نرخ ترجیح زمانی نرخ مالیات بهینه نیز افزایش می‌یابد.

جدول ۱۰: تحلیل حساسیت نرخ مالیات نسبت به A

ردیف	τ*	k	ε	θ	μ	δ	A	α	β
۱	۰/۱۹۹	۶۰۷۳۶۶۵۰۹	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۲	۲/۵۸	-۱/۱۵
۲	۰/۱۹۹	۱۲۱۱۶۶۰۸۷	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۴	۲/۵۸	-۱/۱۵
۳	۰/۱۹۹	۴۷۱۹۱۷۹۸	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۴	۰/۱۹۹	۲۴۱۷۱۹۲۹	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۸	۲/۵۸	-۱/۱۵
۵	۰/۱۹۹	۱۴۳۸۵۹۷۱	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۱	۲/۵۸	-۱/۱۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

تاثیر A به عنوان پیشرفت فنی بیطرف هیکس بر مسیر مالیات‌ها در جدول ۱۰ نشان داده شده است. بر این اساس وقتی پیشرفت فنی افزایش می‌یابد تاثیری بر مسیر بهینه مالیات‌ها ندارد. با افزایش مقدار این پارامتر از ۰/۰۰۶ به ۰/۰۰۴ و ۰/۰۰۲، مقدار مالیات بهینه بدون تغییر ۰/۱۹۹ باقی می‌ماند. در هنگام افزایش این پارامتر نیز نتیجه یکسانی به دست می‌آید.

جدول ۱۱: تحلیل حساسیت نرخ مالیات نسبت به α

ردیف	τ*	k	ε	θ	μ	δ	A	α	β
۱	۰/۱۹۹	۲۲/۷۹۹۵۸	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۴/۵۸	-۱/۱۵
۲	۰/۱۹۹	۲۰۳/۰۱۴۱۴	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۳/۵۸	-۱/۱۵
۳	۰/۱۹۹	۴۷۱۹۱۷۹۸	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۴	۰/۱۹۹	۰/۰۰۰۰۰۱۶	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۱/۵۸	-۱/۱۵
۵	۰/۱۹۹	۰/۰۰۷۹۱۱	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۰/۵۸	-۱/۱۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول ۱۱ تغییرات کشش تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در دامنه ۴/۵۸ تا ۰/۵۸تاثیر معنی‌داری بر نرخ بهینه مالیات‌ها ندارد. همچنین بر اساس داده‌های تغییرات کشش تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش دولتی در دامنه ۳/۱۵- تا ۱/۱۵ نیز تاثیر معنی‌داری بر روی نرخ بهینه مالیات‌ها ندارد.

جدول ۱۲: تحلیل حساسیت نرخ مالیات نسبت به β

ردیف	τ*	k	ε	θ	μ	δ	A	α	β
۱	۰/۱۹۹	۰/۰۱۵۱۶۵۲	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۳/۱۵
۲	۰/۱۹۹	۰/۰۰۰۰۰۳۵۸۹	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۲/۱۵
۳	۰/۱۹۹	۴۷۱۹۱۷۹۸	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۱/۱۵
۴	۰/۱۹۹	۲۹۰/۱۷۸۵	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	-۰/۱۵
۵	۰/۱۹۹	۲۴/۸۶۶۲۲	۴/۶۴	۰/۶	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۶	۲/۵۸	۱/۱۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

تعیین نرخ بهینه مالیات در یک مدل درون‌زا و با روش کنترل بهینه پویا اطلاعات مفیدی در ارتباط با عوامل موثر در نرخ مالیات بهینه ارائه می‌دهد. بر اساس مدل انتخاب شده و پارامترهای موجود در مدل، نرخ بهینه مالیات تابع متغیرهای مختلفی است که برخی از آنها نقش موثرتری در تعیین نرخ بهینه مالیات دارند و برخی دیگر کم تأثیرتر هستند. در ایران متغیرهایی مانند نسبت مخارج بخش خصوصی به مخارج بخش دولتی، و نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به بخش خصوصی نقش زیادی در تعیین نرخ مالیات دارند اما متغیرهایی مانند استهلاک، پیشرفت فنی بیطرف هیکس، کشش تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و کشش تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش دولتی در تعیین نرخ بهینه مالیات موثر نیستند.

بر اساس یافته‌های این تحقیق نرخ بهینه مالیات حدود ۲۰ درصد به دست آمد. متغیر نسبت مخارج بخش خصوصی به مخارج بخش دولتی ارتباط معکوس با نرخ مالیات بهینه دارد. با افزایش این نسبت، نرخ مالیات بهینه کاهش خواهد داشت و با کاهش آن نرخ مالیات بهینه افزایش خواهد داشت. زیرا کاهش این نسبت، به معنی افزایش مخارج بخش خصوصی و نیاز به مالیات بیشتر است. نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به بخش خصوصی ارتباط مستقیم با نرخ بهینه مالیات‌ها دارد، هر چه این نسبت بیشتر باشد نیاز به اخذ مالیات بیشتری احساس می‌شود.

هر چند در ابتدا به نظر می‌رسد با افزایش نرخ استهلاک به سرمایه‌گذاری بیشتر جهت حفظ موجودی سرمایه نیاز است و این سرمایه‌گذاری بیشتر مخارج دولت را افزایش داده و نیاز به مالیات بیشتر حس خواهد شد، اما با توجه به نتایج تحقیق تغییرات نرخ استهلاک اثر معنی‌داری بر روی نرخ مالیات بهینه ندارد.

بر اساس یافته‌های تحقیق نرخ بهینه مالیات‌ها ۲۰ درصد باید باشد. جهت دستیابی به این نرخ در چند بعد مختلف اقداماتی باید صورت بگیرد. در بعد انواع پایه‌های مالیاتی به نظر می‌رسد لازم

است نسبت به شناسایی پایه‌های مالیاتی موثر و جدید اقدام شود تا بر اساس آن بتوان سطح درآمدهای مالیاتی را بهبود بخشید. در بعد نرخ‌های مالیاتی به نظر می‌رسد به یک نرخ میانگین، برای کلیه پایه‌های مالیاتی نیاز باشد به شکلی که این نرخ میانگین در حدود ۲۰ درصد باید باشد. در کشور ما در حال حاضر ۲۹ پایه مالیاتی وجود دارد که نرخ‌های مالیاتی آنها از ۲ درصد تا ۳۵ درصد تعیین شده است.

با توجه به سهم هر یک از پایه‌های مالیاتی در تامین درآمدهای دولت، تغییر نرخ مالیات آنها به سمت نرخ بهینه لازم است. البته این تغییر نباید یکباره صورت پذیرد. همچنین افزایش نرخ مالیاتی سایر پایه‌های مالیاتی منجر به افزایش درآمدهای دولت خواهد شد که به نظر می‌رسد برای بسیاری از پایه‌های مالیاتی موجود قوانین بازنگری نشده‌اند و نرخ‌های مالیاتی بسیار پائینی دارند.

فرار مالیاتی نیز از معضلاتی است که لازم است با تقویت اطلاعات دستگاه‌های مالیاتی به حداقل برسد چرا که بهبود نرخ مالیاتی بدون توجه به بحث فرار مالیاتی نتایج مفیدی را ارائه نخواهد داد.

دستگاه‌های دخیل در حوزه مالیات ستانی بایستی در کنار توجه به موضوعاتی مانند: شناسایی منابع مالیاتی، تعیین میزان بهینه مالیات قابل پرداخت، مباحثی مانند میزان مشمولیت یا اصابت مالیاتی، تمکین مالیاتی و معافیت‌های مالیاتی، بخش مهمی از کارایی نظام مالیاتی کشور را در پدید آوردن زمینه‌ها و شرایطی جستجو کنند که با دقت، سرعت، کمترین میزان هزینه به ازای هر واحد مالیات وصول شده، و کمترین میزان سوء استفاده بتوان مالیات تعیین شده را وصول نمود.

تلاش در جهت کاهش هزینه‌های جمع‌آوری مالیات نیز از جمله مباحث مهم دیگری است که می‌تواند منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی در کنار بکارگیری نرخ مالیاتی بهینه گردد.

نرخ مالیات بهینه تعیین شده در این مقاله با توجه به نرخ رشد مخارج و توجه به رفع وابستگی کشور به درآمدهای نفتی و در نهایت رفع کسری بودجه در یک افق زمانی تعیین شده به دست آمده است و چنان‌چه بتوان شرایط را برای عملیاتی نمودن این نرخ تغییر داد امکان دستیابی به سایر اهداف ذکر شده از جمله رفع کسری بودجه و وابستگی به درآمدهای نفتی نیز حاصل می‌شود. با توجه به اثر معنی‌دار دو عامل نسبت مخارج بخش خصوصی به بخش دولتی و نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به بخش خصوصی بر نرخ بهینه مالیات، دولت باید در تعیین این دو نسبت به گونه‌ای تدبیر نماید که نرخ مالیات در سطح بهینه خود قرار گیرد.

به نظر می‌رسد ارتباط معکوس بین درآمدهای نفتی و توجه به وصول درآمدهای مالیاتی باعث شده دولت از دست زدن به اقدامات پیچیده مالیات‌ستانی عاجز باشد زیرا استفاده از درآمدهای

نفتی به مراتب سهل‌تر است. به همین دلیل عمده پایه‌های مالیاتی در کشور پایه‌های مالیاتی سهل‌الوصول است. باید پذیرفت که تجربیات مختلف کشور در زمینه نوسانات قیمت نفت و تحریم، لزوم اجتناب از این سبک مالیات‌ستانی را ضروری ساخته است و در انتخاب پایه‌های مالیاتی تنها نباید به سهل‌الوصول بودن توجه نمود.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. ابونوری، اسماعیل. کریمی پتانلار، سعید. و مردانی، محمد رضا (۱۳۸۹). "اثر سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران: رهیافتی از روش خود رگرسیون برداری". پژوهشنامه اقتصادی ۱۰(۳): ۱۴۳-۱۱۷.

۲. اکبری، نعمت الله. فرهمند، شکوفه. و جمالی، سمیه (۱۳۹۰). "تحلیل فضایی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر نابرابری درآمد در ایران با رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیا (GWR)". اقتصاد مقداری ۸(۳): ۲۵-۱.

۳. پژویان، جمشید. خداداد کاشی، فرهاد. و موسوی جهرمی، یگانه (۱۳۹۰). *کلیات علم اقتصاد*، تهران، انتشارات دانشگاه پیام نور.

۴. پورکاظمی، محمد حسین (۱۳۹۳). *بهینه سازی پویا، کنترل بهینه و کاربردهای آن*، تهران، انتشارات دانشگاه شهید بهشتی.

۵. پورکاظمی، محمد حسین. و لطفی مزرعه شاهی، احمد (۱۳۹۰). " شبیه سازی رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل رشد اوزاوا- لوکاس با به کارگیری کنترل بهینه پویا". اقتصاد مقداری ۸(۱): ۱۷۲-۱۴۷.

۶. جعفری صمیمی، احمد. و حسن زاده جزدانی، علیرضا (۱۳۸۰). "اثر مالیات بر رشد اقتصادی: مروری بر تحلیل‌های نظری و تجربی". پژوهش‌های اقتصادی ۲: ۶۷-۴۱.

۷. جعفری صمیمی، احمد. و طهرانچیان، امیر منصور (۱۳۸۳). "بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بهینه بر شاخص‌های عمده اقتصادی کلان در ایران: کاربردی از نظریه کنترل بهنیه". تحقیقات اقتصادی ۳۹(۲): ۲۴۲-۲۱۳.

۸. جعفری صمیمی، احمد. و طهرانچیان، امیر منصور (۱۳۸۵). "تاثیر سیاست‌های مالی بر شاخص‌های کلان در شرایط سیاست‌های پولی درون‌زا". دانش و توسعه ۱۸: ۲۹-۱۱.

۹. دل انگیزان، سهراب. و خزیر، اسماعیل (۱۳۹۱). "مطالعه اثرات شوک‌های سیاست مالی بر رشد اقتصادی ایران دوره زمانی ۱۳۸۸- ۱۳۳۸". راهبرد اقتصادی ۳(۱): ۶۷-۳۷.

۱۰. رحمانی، تیمور (۱۳۸۱). *اقتصاد کلان*، چاپ چهارم، تهران، انتشارات برادران.

۱۱. رهبر، فرهاد. و سرگلزایی، مصطفی (۱۳۹۰). "بررسی آثار سیاست مالی بر رشد اقتصادی و فقر". تحقیقات اقتصادی ٤٦(۳): ۱۱۰-۸۹.

۱۲. زراء نژاد، منصور. تبعه ایزدی، امین. و حسین‌پور، فاطمه (۱۳۹۳). "بررسی و اندازه‌گیری تأثیر درآمدهای نفتی بر درآمدهای مالیاتی ایران". پژوهشنامه بازرگانی ۷۲: ۱۳۷-۱۱۱.

۱۳. شفیعی، افسانه. برومند، شهرزاد. و تشکینی، احمد (۱۳۸۵). "آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی". پژوهشنامه اقتصادی ۲۳: ۱۱۲-۸۱.

۱۴. عباسیان، عزت الله. خاتمی، طیبه. و آزادواری، مهدی (۱۳۹۲). "اعمال سیاست مالی بهینه در ایران در چارچوب برنامه‌ریزی پویا و در افق ۱۴۰۴". پژوهشنامه مالیات ۶۷: ۵۶-۳۳.

۱۵. فرازمند، حسن. افقه، سید مرتضی. و آقاجری، جواد (۱۳۸۹). "بررسی تاثیر بلندمدت تکانه‌های مالی و پولی بر رشد اقتصادی در ایران". فصلنامه اقتصاد مقداری ۲۶: ۱۱۵-۹۵.

۱۶. فلاحتی، علی. الماسی، مجتبی. و آقایی، فاطمه (۱۳۸۸). "تاثیر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۴". جستارهای اقتصادی ٦(۱۱): ۱۳۱-۱۰۹.

۱۷. فولادی، معصومه. و ستایش، هدیه (۱۳۹۳). "مطالعه آثار سیاست‌های مالی بر تولید، اشتغال و درآمد خانوارها در ایران: رهیافت مدل تعادل عمومی". برنامه‌ریزی و بودجه **۱۹**(۱): ۱۰۹-۸۵.

۱۸. کیارسی، مهراب. دلالی اصفهانی، رحیم. و طیبی، سید کمیل (۱۳۸۹). "تعیین نرخ بهینه مالیات و مخارج دولتی در چارچوب الگوی سه بخشی رشد درون‌زا- مورد ایران". مطالعات اقتصاد بین‌الملل ۳۷: ۴۳-۶۲.

۱۹. گزارش وضعیت بودجه عمومی دولت (۱۳۹۳). بانک مرکزی، www.cbi.ir.

۲۰. مانی، کامران. پژویان، جمشید. و محمدی، تیمور (۱۳۸۸). "بررسی تاثیر مالیات‌ها بر رابطه بازارهای مالی و رشد اقتصادی". پژوهش‌های اقتصادی ۱۳: ۳۷-۱۳.

۲۱. موسوی جهرمی، یگانه (۱۳۸۸). *توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی*، تهران، انتشارات دانشگاه پیام نور.

۲۲. موسوی، سید نعمت الله. شایگانی، بیتا. و فرج زاده، ذکریا (۱۳۹۱). "اثرات مالیات بر فعالیت‌های کشاورزی". تحقیقات اقتصادی ٤(۴): ۹۶-۶۳.

۲۳. هژبر کیانی، کامبیز. غلامی، الهام. و نوبخت سیاهرودکلایی، جواد (۱۳۹۱). "برآورد نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده در ایران: کاربردی از الگوی دایموند- میرلس". تحقیقات اقتصادی ۹۹: ۷۹-۶۱.

۲۴. هژبر کیانی، کامبیز. محمدی، فردین. و غلامی، الهام (۱۳۸۸). "محاسبه نرخ‌های بهینه مالیات بر درآمد مشاغل و شرکت‌ها". پژوهشنامه مالیات ۵۴: ۳۹-۷.

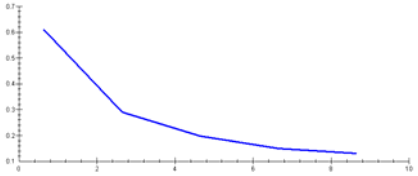
ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Alter, M. & Samuel, J. (2004). "Fiscal Policy, Public Capital and Economic Growth". 58th International Atlantic Economic Conference, New York, U.S.A.
2. Alter, M. & Samuel, J. (2005). "The Influence of Fiscal Policy on Economic Growth". 60th International Atlantic Economic Conference, New York, U.S.A.
3. Alter, M. (2003). "Fiscal and Monetary Policies and Economic Growth". Prepared for the European Monetary Union Seminar, Working Paper, No. 1102581.
4. Arrow, K.J. & Kurz, M. (1970). "Public Investment, the Rate of Return and Optimal Fiscal Policy". Baltimore, MD: John Hopkins University Press.
5. Attinasi, M.G. & Klemm, A. (2014). "The Growth Impact of Discretionary Fiscal Policy Measures". European Central Bank (ECB), Working Paper, No 1697.
6. Barro, R.J. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". Journal of Political Economy 98: 103-125.
7. De Castro, F. (2006). "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Spain". Applied Economics **38**(8): 913-924.
8. Enache, C. (2009). "Fiscal Policy and Economic Growth in Romania". Annales Universitatis Apulensis Series Oeconomica **11**(1): 502-512.
9. Folster, S. & Magnus, H. (2001). "Growth Effects of Government Expenditure and Taxation in Rich Countries". European Economic Review **45**(8): 1501-1520.
10. Futagami, K.Y., Morita, Y. & Shibata, A. (1993). "Dynamic Analysis of an Endogenous Growth Model with Public Capital". Scandinavian Journal of Economics **95**: 607-625.
11. Gillman, M. & Kejak, M. (2008). "Tax Evasion and Growth: a Banking Approach". Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences, Discussion Papers, MT-DP – 2008/6.
12. Hlavac, M. (2009). "Fundamental Tax Reform: the Growth and Utility Effects of a Revenue-Neutral Flat Tax". Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper No. 24241.
13. Kiss, A. (2013). "The Optimal Top Marginal Tax Rate: Application to Hungary". European Journal of Government and Economics **2**(2): 100-118.
14. Laura, O.B. & Iulian, B. (2008). "The Correlation between Fiscal Policy and Economic Growth". Theoretical and Applied Economics **7**: 19-26.

15. Mutaşcu, M.I. & Dănuleţiu, D.C. (2011). "Taxes and Economic Growth in Romania. A Var Approach". Annales Universitatis Apulensis Series Oeconomica **13**(1): 14-25.
16. Padda, I.U.H. & Akram. N. (2009). "The Impact of Tax Policies on Economic Growth: Evidence from South-Asian Economies". The Pakistan Development Review **48**(4): 961-971.
17. Riihelä, M., Sullström, R., & Tuomala, M. (2014). "Top Incomes and Top Tax Rates: Implications for Optimal Taxation of Top Incomes in Finland". University of Tampere, Finland. Working Paper 88.

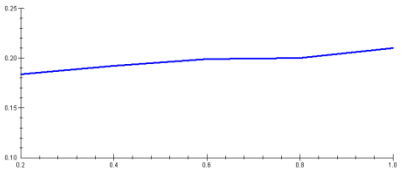
۱- پیوست

نمودارهای تحلیل حساسیت نرخ مالیات نسبت به متغیرهای موثر



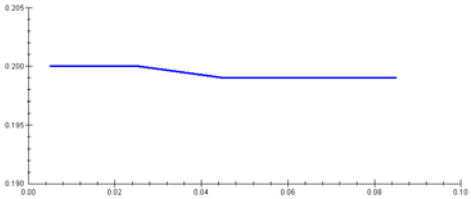
نمودار ۱: حساسیت نرخ مالیات نسبت به ε

ماخذ: یافته‌های تحقیق



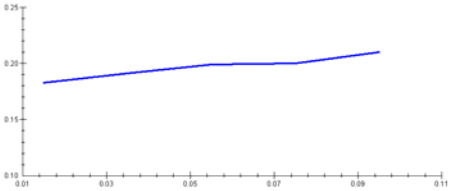
نمودار ۲: حساسیت نرخ مالیات نسبت به θ

ماخذ: یافته‌های تحقیق



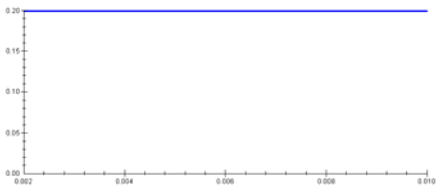
نمودار ۳: حساسیت نرخ مالیات نسبت به μ

ماخذ: یافته‌های تحقیق



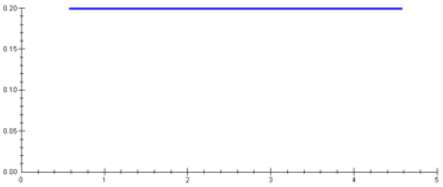
نمودار ۴: حساسیت نرخ مالیات نسبت به δ

ماخذ: یافته‌های تحقیق



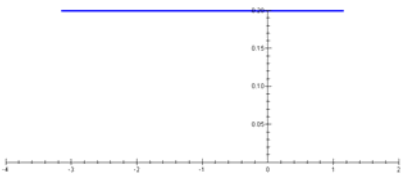
نمودار ۵: حساسیت نرخ مالیات نسبت به A

ماخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۶: حساسیت نرخ مالیات نسبت به α

ماخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۷: حساسیت نرخ مالیات نسبت به β

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هفدهم، بهار و تابستان ۱۳۹۶

ارزیابی تأثیر ریسک سیاسی و ریسک بازرگانی بر صادرات غیر نفتی ایران به عمده‌ترین کشورهای هدف صادرات (با تأکید بر بیمه اعتبار صادراتی)

احمد گوگردچیان [۱]
زهره میرجابری [۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۷/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۰۹

چکیده

تمام انواع کسب و کار شامل عناصری از ریسک است، اما در تجارت بین‌الملل بعد جدیدی به آن اضافه می‌شود. تأخیر و یا عدم پرداخت وجه کالای صادراتی در اثر وجود دو نوع ریسک مهم در فضای تجارت بین‌الملل، ریسک سیاسی و ریسک بازرگانی است. هدف از این پژوهش، بررسی تأثیر ریسک‌های سیاسی و بازرگانی کشورهای واردکننده و همچنین تأثیر یارانه/مالیات بیمه‌ی اعتبار صادراتی، بر صادرات غیر نفتی ایران به عمده‌ترین کشورهای هدف صادرات است. به همین منظور، از مجموعه داده‌های تابلویی مربوط به صادرات غیر نفتی ایران به ۳۰ کشور عمده هدف صادرات غیر نفتی و آمارهای ریسک سیاسی، اقتصادی و مالی برگرفته از شاخص‌های راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری[۳] (ICRG) برای دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ استفاده شده است، تا از طریق برآورد یک الگوی جاذبه این ارزیابی صورت پذیرد. در برآورد الگو، از الگوریتم‌های ایستا و پویا استفاده شدکه الگوریتم ایستا خود شامل دو الگوی ایستا و موندلاک جهت تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت است. الگوی ایستا با استفاده از رهیافت اثرات تصادفی و الگوی پویا با روش گشتاور تعمیم‌یافته‌ی سیستمی (SGMM) برآورد شد. بر اساس نتایج، ریسک سیاسی در بلندمدت بر صادرات غیر نفتی ایران تأثیر مثبت داشته ولی ریسک بازرگانی هم از منظر شاخص ریسک اقتصادی و هم از منظر ریسک مالی بر صادرات غیر نفتی ایران اثر منفی داشته است. همچنین بررسی تأثیر سیاست بیمه اعتبار صادراتی نشان داد، دولت در این مدت سیاست مالیاتی اعمال کرده ولی اگر از این طریق به صادرکنندگان یارانه اعطا نموده بود، می‌توانست بر صادرات غیر نفتی ایران تأثیر مثبت داشته باشد.

واژگان کلیدی: صادرات، ریسک سیاسی، ریسک بازرگانی، بیمه اعتبار صادراتی، الگوی جاذبه.

Keywords: Export, Political Risk, Commercial Risk, Export Credit Insurance, Gravity Model.

JEL Classification: F13, C33, G22.

[۱]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان
[۲]. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه اصفهان
(*- نویسنده مسئول: Email: zmirjaberi@yahoo.com)

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.17.119
[3]. International Country Risk Guide (ICRG)

۱- مقدمه

کاهش اتکای اقتصاد ملی به درآمدهای نفتی و دستیابی به استقلال اقتصادی از آرمان‌های بزرگ انقلاب اسلامی است. اما عملکرد صادرات غیر نفتی، با توجه به وابستگی شدید صادرات ایران به منابع عظیم نفت و گاز مطابق انتظارات نیست، به نحوی که بر اساس آمارهای سازمان توسعه تجارت ایران در سال ۱۳۹۱ صادرات غیر نفتی تنها ۶۴ درصد اهداف این سال را محقق نموده و این عدد برای سال ۱۳۹۲ به ۷۷ درصد رسیده است[۱]. بنابراین بررسی و رفع موانع موجود بر سر راه توسعه‌ی صادرات غیر نفتی ایران اهمیت ویژه‌ای دارد.

یکی از عوامل مؤثر بر عدم توسعه‌ی صادرات غیر نفتی کشور که کمتر مورد توجه قرار گرفته، وجود ریسک در بازارهای صادراتی و تأثیر آن بر فروش بنگاه‌های صادرکننده است. عدم پرداخت وجه کالای صادراتی که در فروش‌های اعتباری به آن ریسک اعتبار صادراتی اطلاق می‌شود، ناشی از وجود دو نوع ریسک مهم در فضای تجارت بین‌الملل است. ممکن است خریدار ورشکسته شود یا در پرداخت وجه ناتوان شده یا نخواهد در موعد سررسید پرداخت کند. این قبیل رخدادها در گروه ریسک بازرگانی[۲] قرار می‌گیرند. از طرف دیگر ممکن است اقداماتی نظیر خنثی‌سازی قرارداد، استرداد جواز واردات، جنگ، شورش و یا حوادث طبیعی در کشور واردکننده صورت گیرد که مانع عمل به مفاد قرارداد صادراتی می‌شود، اتفاقاتی نظیر این در گروه ریسک سیاسی[۳] قرار می‌گیرند (کلمان[۴]، ۲۰۱۳: ۱۱۰).

وجود این دو گروه ریسک می‌تواند تصمیمات صادرکنندگان را در انتخاب بازار هدف و حتی استراتژی فروش و بازاریابی تحت تأثیر قرار دهد، زیرا باعث می‌شود صادرکنندگان از توسعه‌ی سهم بازاری خود در بازارهای پرریسک، به ویژه استفاده از راهبرد فروش اعتباری خودداری کنند. بنابراین چنان‌چه بتوان از صادرکنندگان در مقابل ریسک‌های سیاسی و بازرگانی موجود در بازارهای خارجی محافظت کرد، امکان بیشتری برای فروش اعتباری ایجاد شده و همین موضوع با گسترش بازارهای صادراتی باعث افزایش صادرات کل کشور می‌شود. قراردادهای بیمه‌ای یکی از اصلی‌ترین روش‌های پوشش ریسک اعتبار صادراتی است. نهادهای بیمه‌گر اعتبار صادراتی،

---

[۱]. نمایه آماری سازمان توسعه تجارت ایران، بر اساس آمارهای کارشناسی نشده گمرک ج.ا.ا، سال های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲.

[2]. Commercial Risk

[3]. Political Risk

[4]. Coleman (2013)

صادرکنندگان را در مقابل گروهی از ریسک‌های سیاسی و بازرگانی محافظت می‌کنند که عموماً توسط شرکت‌های بیمه‌ای تجاری تحت پوشش قرار نمی‌گیرند. نهادهای عمومی بیمه اعتبار صادراتی معمولاً مبالغی را جهت پوشش زیان خود از دولت دریافت می‌کنند که پرداخت این مبالغ نوعی سیاست یارانه‌ای حمایت از صادرات شناخته می‌شود. چالش این سیاست در میزان و نوع تعامل دولت با این مؤسسات است که می‌تواند شکل یارانه‌ای و یا حتی مالیاتی داشته باشد.

این مطالعه درصدد ارزیابی تأثیر ریسک‌های سیاسی و بازرگانی مربوط به کشورهای واردکننده و همچنین تأثیر یارانه بیمه‌ی اعتبار صادراتی که خود نوعی سیاست حمایتی جهت کنترل ریسک از جانب دولت محسوب می‌شود، بر صادرات غیر نفتی ایران است. اهمیت این بررسی از این منظر است که با تبیین نحوه‌ی تأثیر پذیری صادرات از این ریسک‌ها و یارانه بیمه اعتبار صادراتی می‌توان به نقش بیمه‌های اعتبار صادراتی به عنوان یکی از ابزارهای مدیریت ریسک و به طور ویژه به قابلیت استفاده از این ابزار توسط دولت در تشویق و تسهیل صادرات غیر نفتی پی برد. جامعه‌ی آماری این پژوهش عمده‌ترین کشورهای هدف صادرات غیر نفتی ایران است، که از آمار و اطلاعات مرتبط برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۱ استفاده شده است. از بین کشورهای واردکننده کالاهای غیر نفتی ایران، ۳۰ کشور انتخاب شدند که هدف بیشترین ارزش صادرات غیر نفتی ایران در دوره‌ی زمانی ۹۱-۱۳۸۴ بوده‌اند[۱]. این گروه کشورها در این مدت به طور میانگین بیش از ۸۱ درصد از ارزش دلاری صادرات غیر نفتی ایران را به خود اختصاص داده‌اند[۲].

در ادامه، بخش‌های مختلف این پژوهش به این ترتیب معرفی می‌شوند: در بخش ۲ پیشینه پژوهش، در بخش ۳ مبانی نظری پژوهش شامل معرفی انواع ریسک‌های اعتبار صادراتی، بیمه‌ی اعتبار صادراتی و چارچوب نظری پژوهش، و در بخش ۴ برآورد الگو و نتایج آن ارائه شده است. در نهایت در بخش ۵ نیز خلاصه و نتیجه‌گیری مطالعه بیان شده است.

---

[۱]. شامل کشورهای آذربایجان، ارمنستان، بلژیک، کانادا، چین، آلمان، اسپانیا، فرانسه، انگلستان، هنگ‌کنگ، اندونزی، هند، عراق، ایتالیا، ژاپن، کویت، هلند، عمان، پاکستان، فیلیپین، قطر، روسیه، عربستان سعودی، سنگاپور، سوریه، تایوان، ترکیه، امارات متحده عربی، ایالات متحده امریکا و ویتنام.

[۲]. یافته‌های پژوهش، بر اساس آمارهای اتاق بازرگانی ایران.

۲- پیشینه پژوهش

در میان مطالعات داخل کشور، آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ی خود به منظور بررسی ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین صادرات غیر نفتی با یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی، با استفاده از داده‌های سالانه‌ی ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰ و با بکارگیری رهیافت خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به این سوال که آیا یارانه بیمه صادراتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیری بر صادرات غیر نفتی کشور داشته است، پاسخ دادند. نتایج به دست آمده از این مطالعه، نشان داد که یارانه بیمه صادراتی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر عرضه صادرات غیر نفتی دارد. کرباسی و حسنی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای مبتنی بر مقاله رینسترا و توروی[1] (۲۰۰۲)، ضمن بیان الگوی نظری آن مقاله به آزمون تجربی الگوی رگرسیونی آن در مورد ایران پرداختند. نتایج آنها در آزمون تجربی تأثیر درجه‌ی اعتباری کشورهای واردکننده بر صادرات محصولات کشاورزی و غیر کشاورزی ایران نشان داد که این ارتباط برای هر دو گروه کالایی مثبت و معنادار است، اما بزرگی آن برای این دو گروه متفاوت است. استخر و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ی خود به بررسی تأثیر یارانه‌ی بیمه‌ی اعتبار صادراتی بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی در ایران در دوره‌ی ۱۳۶۲ تا ۱۳۸۴ و با استفاده از رهیافت ARDL پرداختند. آنها با برآورد یک تابع عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی نشان دادند که یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت اثر مثبت و معناداری بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی دارد.

در کشورهایی که از بیمه‌ی اعتبار به طور گسترده‌ای استفاده می‌شود نیز مطالعاتی تجربی صورت گرفته است. فان در فر[2] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ی خود به بررسی ارتباط بیمه‌ی اعتبار صادراتی خصوصی و صادرات پرداخت. او با استفاده از مجموعه داده‌های بیمه‌ی اعتبار خصوصی و صادرات، مربوط به ۲۵ کشور صادرکننده به ۱۸۳ کشور مقصد و با بکارگیری یک الگوی جاذبه تأثیر مثبت بیمه‌ی اعتبار صادراتی خصوصی را بر صادرات نشان داد. بالتنسپرگر و هرگر[3] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ی خود بر اساس یک الگوی جاذبه که به آن احتمال نکول پرداخت‌های بین المللی هم اضافه شده، با برآوردی از اندازه‌ی تجربی پارامترهای مختلف سیاست بیمه‌ای، جریان صادرات

---

1. Rienstra-Munnicha & Turvey (2002)
2. Van der Veer (2014)
3. Baltensperger & Herger (2009)

کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه[1] بین سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۵ را بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که حتی با وجود طرح‌های بیمه‌ی صادراتی عمومی، ریسک نکول، از صادرات به کشورهایی که از سطوح بالای ناپایداری سیاسی و بازرگانی رنج می‌برند ممانعت می‌کند.

موزر و همکاران[2] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ی خود با وارد کردن ریسک سیاسی در الگوی خود، نشان دادند که ریسک سیاسی کشور واردکننده اثری منفی و معنادار بر صادرات آلمان داشته است در حالی که ضمانت‌های اعتبار صادراتی اثری مثبت و معنادار بر صادرات دارد و ورود ریسک سیاسی تنها اندکی از تأثیر ضمانت‌نامه‌ها بر صادرات می‌کاهد. ایگر و یورل[3] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای به بررسی این موضوع پرداختند که آیا واقعاً ضمانت‌نامه‌های اعتبار صادراتی عمومی می‌توانند افزایش صادرات قابل ملاحظه‌ای ایجاد کنند و آیا ساختار منطقه‌ای و یا ساختار صنعتی تجارت خارجی را تغییر می‌دهند؟ آنها این موضوع را از طریق برآورد یک الگوی جاذبه برای داده‌های صادراتی آزمون کرده و نشان دادند که اثر آنها در کوتاه‌مدت مهم ولی اندک بوده است و در بلندمدت تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر صادرات داشته‌اند. رینسترا و توروی (۲۰۰۲) در مطالعه‌ی خود اقدام به برآورد تجربی تأثیر درجه اعتباری کشورهای واردکننده (که از طریق شاخص یورومانی[4] اندازه‌گیری شده) بر صادرات سرانه‌ی محصولات کشاورزی و کارخانه‌ای کشورهای مورد مطالعه کردند. نتایج مطالعه نشان داد که ارتباط میان درجه‌ی اعتبار و صادرات هر دو نوع محصول مثبت و معنادار است، که این یعنی ریسک بازپرداخت‌ها یک عامل تعیین‌کننده در امر صادرات است.

در مجموع، امتیاز پژوهش حاضر نسبت به مطالعات داخلی، این است که مطالعات صورت گرفته در مورد اثر ریسک بر صادرات غیر نفتی ایران بسیار محدود است و پژوهش حاضر برای نخستین بار به بررسی همزمان تأثیر یارانه بیمه اعتبار صادراتی بر صادرات غیر نفتی ایران می‌پردازد. همچنین مزیت آن بر مطالعات خارجی هم در این است که تا به حال در مطالعات این حوزه، از شاخص‌های راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری (ICRG) برای بررسی تأثیر ریسک بر تجارت بین‌الملل استفاده نشده و از همین رو، تأثیر ریسک‌های سیاسی و بازرگانی به تفکیک مورد ارزیابی قرار نگرفته‌اند.

---

1. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)
2. Moser (2008)
3. Egger & Url (2006)
4. Euromoney

۳- مبانی نظری پژوهش

فروش‌های اعتباری در معرض گروهی از ریسک، به نام ریسک اعتبار صادراتی[1] قرار دارند که به طور کلی به صورت احتمال عدم پرداخت یا تأخیر در پرداخت وجه کالای صادر شده تعریف می‌شود.

پژوهشگران این ریسک را به دو گروه ریسک‌های بازرگانی/خریدار و کشوری/سیاسی طبقه‌بندی کرده‌اند. منابع مطالعاتی، تعاریف مختلفی از ریسک سیاسی را ارائه داده‌اند، به عنوان نمونه: «ریسک سیاسی اقداماتی از طرف دولت کشور هدف است که باعث عدم پرداخت یک قرارداد صادراتی می‌شود» (موزر و همکاران، ۲۰۰۸: ۴) و همچنین «احتمال وقوع برخی وقایع سیاسی که چشم‌انداز سودآوری یک سرمایه‌گذاری داده شده را تغییر می‌دهد» (وست[2]،۱۹۹۶: ۶). بنابراین می‌توان گفت در مورد نقش دولت کشور خریدار در میزان و اهمیت ریسک سیاسی اتفاق نظر وجود دارد. در مورد ریسک بازرگانی، اغلب مطالعات آن را مربوط به اقدامات انفرادی بنگاه واردکننده یعنی اعسار یا نکول در پرداخت و یا عدم پذیرش کالا از طرف وی می‌دانند (گرات[3]، ۲۰۰۸: ۱۸؛ کلمان، ۲۰۱۳: ۱۱۰ و موزر و همکاران، ۲۰۰۸: ۴). با این وجود به سختی می‌توان ریسک بازرگانی و سیاسی را تفکیک نمود، زیرا تصمیمات سیاسی یا سایر فعالیت‌های مقامات داخلی، شرکت‌ها و توانایی آنها را در ایفای تعهدات قرارداد متأثر می‌کند (گرات، ۲۰۰۸: ۲۲ و دلبریج و جوزف[4]، ۱۹۹۲: ۱۲). بنابراین، می‌توان دو گروه عمده‌ی ریسک را در ارتباط با صادرات به کشورهای خارجی تشخیص داد؛ ریسک سیاسی که عمدتاً مربوط به عوامل و زمینه‌های حاکمیتی و کلان کشور هدف است و ریسک بازرگانی که گرچه به رفتار انفرادی بنگاه‌های واردکننده مربوط می‌شود ولی می‌توان منشأ آن را در شاخص‌های اقتصاد کلان کشورهای هدف یافت.

۳-۱- بیمه‌ی اعتبار صادراتی

هدف از بیمه‌ی اعتبار صادراتی حفاظت از صادرکنندگان کالاها یا خدماتی است که محصول خود را در شرایط اعتباری به فروش می‌رسانند. صادرکننده در مقابل زیان‌های ناشی از دامنه‌ی

---

1. Export Credit Risk
2. West (1996)
3. Grath (2008)
4. Delbridge and Joseph (1992)

گسترده‌ای از ریسک‌ها بیمه می‌شود که به طور کلی همان ریسک‌های بازرگانی و سیاسی هستند، این در حالی است که بسیاری از بیمه‌گران اعتبار داخلی تنها پوشش ریسک‌های بازرگانی را ارائه می‌دهند (دلبریج و جوزف، ۱۹۹۲: ۲).

یارانه‌ی بیمه‌ی اعتبار صادراتی، به این صورت تعریف می‌شود «وقتی دولت طرح بیمه‌ی صادراتی را پشتیبانی یا سازماندهی می‌کند، هزینه‌ای که بنگاه صرفه‌جویی می‌کند معادل است با تفاوت بین اهدایی واقعی به بیمه و حق بیمه‌ای که در بازار خصوصی پرداخت می‌شود» (آبراهام[1]، ۱۹۹۰: ۲۷). یارانه‌های بیمه‌ی صادراتی در واقع زیان مؤسسات بیمه‌ی اعتبار صادراتی را پوشش می‌دهند (آبراهام و دویت[2]، ۲۰۰۰: ۹). نکته‌ای که باید به آن توجه شود این است که یارانه‌ها عبارتند از زیان‌های "عمدی" که به صورت خالص در صورت‌حساب‌های منتشره توسط مؤسسات بیمه اعتبار صادراتی منعکس می‌شوند. بنابراین، زیان‌های غیر عمدی یارانه محسوب نمی‌شوند، زیرا این گونه زیان‌ها در بلندمدت یکدیگر را خنثی می‌کنند (خرمی، ۱۳۸۰: ۵۷). از این رو، به منظور ارائه‌ی بیمه‌نامه‌های اعتبار صادراتی نهادهایی وجود دارند که رسماً از طرف دولت‌ها حمایت می‌شوند. در ایران صندوق ضمانت صادرات ایران، متولی ارائه‌ی بیمه‌نامه‌های اعتبار صادراتی است.

۳-۲- چهارچوب نظری پژوهش

از نظر تئوریک مطالعات متعددی در رابطه با نحوه‌ی اثرگذاری ریسک نکول یا به طور کلی ریسک درآمد و همچنین تأثیر نحوه‌ی برخورد بنگاه با این ریسک، بر تولید و صادرات بنگاه‌ها وجود دارد. اغلب این مطالعات با استفاده از تئوری مطلوبیت مورد انتظار[3] که توسط فان نیومن و مورگنسترن[4] پایه‌گذاری شده است نشان می‌دهند که وجود عدم اطمینان در بازارهای خارجی و به طور خاص ریسک نکول بنگاه خریدار، باعث کاهش تولید بنگاه‌های صادرکننده می‌شود (فوناتسو[5]، ۱۹۸۶؛ فورد و همکاران[6]، ۱۹۹۶؛ وانگ[7]، ۱۹۹۹؛ دویت و لاندایو[8]، ۱۹۹۶؛ دویت[9]، ۱۹۹۶ و رینسترا و توروی، ۲۰۰۲).

---

1. Abraham (1990)
2. Abraham and Dewit (2000)
3. Expected Utility Theory
4. Von Neumann–Morgenstern
5. Funatsu (1986)
6. Ford (1996)
7. Wong (1999)
8. Dewit and Landau (1996)
9. Dewit (1996)

همچنین برخی از مطالعات نشان می‌دهند که بیمه‌های اعتبار صادراتی قادر است با تغییر رفتار بنگاه از ریسک‌گریز به ریسک خنثی باعث افزایش صادرات بنگاه صادرکننده شود (فوناتسو، ۱۹۸۶؛ فورد و همکاران، ۱۹۹۶؛ دویت و لاندایو، ۱۹۹۶؛ دویت، ۱۹۹۶ و رینسترا و توروی، ۲۰۰۲)[۱]. علاوه بر این، اعطای یارانه‌ی بیمه‌ی اعتبار صادراتی در قالب کاهش حق بیمه‌ها قادر است تحت شرایط به خصوصی باعث تشویق صادرکنندگان و در نتیجه افزایش صادرات شود (فوناتسو، ۱۹۸۶؛ فورد و همکاران، ۱۹۹۶؛ دویت و لاندایو، ۱۹۹۶و رینسترا و توروی، ۲۰۰۲).

به منظور بررسی نحوه‌ی تأثیرپذیری صادرات بنگاه از ریسک نکول در بازارهای هدف، به پیروی از دویت و لاندایو (۱۹۹۶) می‌توان یک بنگاه داخلی ریسک‌گریز i را که به کشور j کالا صادر می‌کند و با ریسک نکول مواجه است در نظر گرفت. رفتار این بنگاه صادرکننده را می‌توان در شرایط وجود ریسک نکول یا به طور کلی ریسک درآمد به پیروی از دویت (۱۹۹۶)، دویت و لاندایو (۱۹۹۶) و آبراهام و دویت (۲۰۰۰) در یک چارچوب دو مرحله‌ای بررسی نمود. در مرحله‌ی اول حق بیمه‌ی سیاست بیمه‌ای و سقف پوشش بیمه توسط نهاد بیمه‌گر تعیین می‌شود و در مرحله‌ی دوم بنگاه ریسک‌گریز نمونه، به اتخاذ تصمیم درمورد بازار صادراتی خارجی خود می‌پردازد، اما تحلیل از مرحله‌ی دوم شروع می‌شود.

اگر به منظور ترویج صادرات بنگاه i به بازارهای پرریسک j (که بیمه‌گران خصوصی از پوشش ریسک آن خودداری می‌کنند)، نهاد بیمه‌گر به نیابت از دولت در هنگام وقوع خسارت مقدار γ_{ij} را در قبال دریافت حق بیمه‌ی r_{ij} به ازای هر واحد پولی بیمه شده، جبران کند و ساکنان کشور مقصد، j، با احتمال برونزای λ_j ورشکسته شوند، با درنظر گرفتن درآمد $R(x_{ij})$ حاصل از صدور مقدار x_{ij} کالا به بازار j، سود مورد انتظار بنگاه صادرکننده i عبارت است از:

$$E(\pi_{ij}) = (1-\lambda_j)R(x_{ij}) + (\lambda_j\gamma_{ij} - r_{ij})R(x_{ij}) - c_i\tau_{ij}x_{ij} \qquad (۱)$$

به نحوی که $\tau_{ij} \geq 1$ موانع تجاری طبیعی و مصنوعی است که به هزینه‌ی نهایی تولید c_i اضافه می‌شود و بنابراین به صورت مضربی بزرگ‌تر از یک خواهد بود (بالتنسپرگر و هرگر، ۲۰۰۹: ۴). به منظور تصریح رابطه‌ی کلی فوق، تابع سود مورد انتظار بنگاه صادرکننده به روش میانگین-

[۱]. البته مطالعات مختلف این موضوع را برای شرایط متفاوتی اثبات می‌کنند، به عنوان نمونه فورد و همکاران (۱۹۹۶) آن را مشروط به وجود نرخ حق بیمه‌ی کاهنده نسبت به سطح پوشش می‌دانند، دویت و لاندایو (۱۹۹۶) شرط آن را وجود تقارن اطلاعات دانسته و دویت (۱۹۹۶) معتقد است با پوشش کامل و حق بیمه‌ی منصفانه این نتیجه برقرار است.

واریانس[1] فرمول‌بندی می‌شود[2]. بر این اساس حداکثر سود مورد انتظار بنگاه صادرکننده‌ی ریسک‌گریز i عبارت است از:

$$Max\ EV_{ij} = E\pi_{ij} - \frac{\beta}{2} Var\pi_{ij} \qquad (۲)$$

که در آن EV_{ij} تابع سود مورد انتظار معادل[3] بنگاه است.

همچنین در معادله‌ی (۲)، β ضریب (ثابت) ریسک‌گریزی مطلق بنگاه است. در این حالت، با فرض این که حق بیمه‌ی پرداختی متغیر و مضربی از سطح پوشش بیمه‌ای خریداری شده است، سود مورد انتظار و واریانس سود به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$E(\pi_{ij}) = (1 - E\lambda_j)P_{ij}x_{ij} + (E\lambda_j - r_{ij})\gamma_{ij}\ P_{ij}x_{ij} - \frac{1}{2}x_{ij}^2 \qquad (۳\text{-الف})$$

$$Var\pi_{ij} = (1 - \gamma_{ij})(P_{ij}x_{ij})^2 V_j^2 \qquad (۳\text{-ب})$$

P_{ij} قیمت نهایی در بازار j و x_{ij} حجم صادرات به آن مقصد است. قسمت آخر رابطه‌ی (۳-الف) هم تابع هزینه‌ی تولید است که به منظور جلوگیری از دستیابی به پاسخ نامعین، فرض می‌شود هزینه‌ی نهایی فزاینده است.

ریسک نکول که توسط λ_j اندازه‌گیری می‌شود هم یک متغیر تصادفی با میانگین $E\lambda_j$ و واریانس V_j^2 است به نحوی که $prob\{\lambda_j < 0\} = prob\{\lambda_j > 1\} = 0$ (دویت، ۱۹۹۶).

با جایگذاری روابط (۳-الف) و (۳-ب) در رابطه‌ی (۲) و بر اساس شرط مرتبه اول داریم:

$$\frac{\partial EV_{ij}}{\partial x_{ij}} = (1 - E\lambda_j)P_{ij} + (E\lambda_j - r_{ij})\gamma_{ij}\ P_{ij} - x_{ij} - \beta(1 - \gamma_{ij})^2 {P_{ij}}^2 x_{ij} V_j^2 = 0 \qquad (۴)$$

که بر اساس آن مقدار بهینه‌ی تولید بنگاه بیمه شده به صورت رابطه (۵) است:

$$x_{ij} = P_{ij}\frac{1 - E\lambda_j + (E\lambda_j - r_{ij})\gamma_{ij}}{1 + \beta(1 - \gamma_{ij}){P_{ij}}^2 V_j^2} \qquad (۵)$$

---

[1]. Mean-Variance Approach

[2]. به این ترتیب که پس از بسط تیلور تابع سود حول نقطه‌ی میانگین، با تبدیل خطی مثبت جملات مربوط به مشتقات دوم و پایین‌تر، معادل تابع سود مورد انتظار به دست می‌آید.

[3]. Equivalent Expected Profit Function

در رابطه‌ی اخیر به وضوح ویژگی‌های توزیع نکول $(E\lambda_j, V_j^2)$ و درجه‌ی ریسک‌گریزی بنگاه (β) و عناصر قرارداد بیمه (γ_{ij}, r_{ij}) در تصمیمات صادراتی بنگاه تأثیرگذار هستند (دویت، ۱۹۹۶: ۵). همان‌طور که از طریق علامت مشتق‌ها، روابط (۶-الف) و (۶-ب)، مشاهده می‌شود مقدار صادرات بنگاه با افزایش درجه‌ی ریسک‌گریزی و همچنین افزایش میانگین ریسک کاهش می‌یابد و این یعنی صادرات بنگاه به بازارهای پرریسک کمتر از صادراتشان به بازارهایی با درجه‌ی ریسک نکول پائین‌تر است. مهم‌تر اینکه، وقتی حق بیمه کمتر از مقدار عادلانه است با کاهش مقدار پوشش، میزان صادرات هم کاهش می‌یابد $(r_{ij} \leq E\lambda_j$ اگر $\frac{dx_{ij}}{dr_{ij}} > 0)$؛ پس هرچه سقف پوشش نهاد بیمه‌گر بالا رود مقدار تولید و صادرات بنگاه صادرکننده افزایش می‌یابد.

(۶- الف)

$$\frac{\partial x_{ij}}{\partial \gamma_{ij}} = P_{ij}\left\{\frac{(E\lambda_j - r_{ij})\left(1+\beta(1-\gamma_{ij}){P_{ij}}^2 V_j^2\right) - \left[(-\beta){P_{ij}}^2 V_j^2\right]\left[1 - E\lambda_j + (E\lambda_j - r_{ij})\gamma_{ij}\right]}{\left(1+\beta(1-\gamma_{ij}){P_{ij}}^2 V_j^2\right)^2}\right\} > 0$$

$$\frac{\partial x_{ij}}{\partial r_{ij}} = \frac{P_{ij}(-\gamma_{ij})\left(1+\beta(1-\gamma_{ij}){P_{ij}}^2 V_j^2\right)}{1+\beta(1-\gamma_{ij}){P_{ij}}^2 V_j^2} < 0 \qquad (۶\text{- ب})$$

از طرف دیگر با کاهش حق بیمه میزان تولید بنگاه زیاد می‌شود $(\frac{dx_{ij}}{d\gamma_{ij}} < 0$ اگر $\gamma_{ij} > 0)$. این موضوع نشان می‌دهد چنان‌چه دولت در قالب سیاست‌های حمایت از صادرات غیر نفتی اقدام به اهدای یارانه به مؤسسات بیمه‌گر صادراتی نماید، به طرزی که منجر به کاهش حق بیمه‌ی پرداختی توسط بنگاه‌های صادرکننده شود، این سیاست به افزایش تولید و صادرات بنگاه منجر خواهد شد. در چنین برنامه‌هایی زمانی یارانه اهدا شده است که $s_{ij}(\gamma_{ij}, r_{ij}) = \lambda_j \gamma_{ij} - r_{ij} \geq 0$ به‌صورت $\frac{\partial s}{\partial \gamma} > 0$, $\frac{\partial s}{\partial r} < 0$ باشد، یعنی بنگاه i به میزان کمتر از حمایت دریافت شده از جانب نهاد بیمه‌گر حق بیمه پرداخت کرده باشد یا به عبارت دیگر نهاد بیمه‌گر حق بیمه‌ای کمتر از حق بیمه‌ی منصفانه وضع کرده باشد. یعنی:

$$\pi_{ECA} = \rho_{ij} + r_{ij} - \lambda_j \overline{\gamma_{ij}} = \rho_{ij} - s_{ij}(\gamma_{ij}, r_{ij}) \qquad (۷)$$

که در آن π_{ECA} سود نهاد بیمه‌گر اعتباری رسمی و $\overline{\gamma_{ij}}$ سقف پوشش ارائه شده توسط آن است. بنابراین، به طورکلی می‌توان گفت که مقدار صادرات بنگاه صادرکننده i در شرایط وجود ریسک نکول به مقصد j، علاوه بر متغیرهای معمول اثرگذار بر تولید و فروش بنگاه‌های تولیدکننده، از

ریسک موجود در بازار هدف به صورت منفی، از سقف پوشش بیمه‌ای به طور مثبت و از حق بیمه پرداختی به صورت منفی و در نتیجه از یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی به صورت مثبت تبعیت می‌کند، یعنی:

$$x_{ij} = f\left(\bar{\lambda_j}, \overbrace{s_{ij}(\overline{\gamma_{ij}}, r_{ij})}^{+}, \dots\right)$$

با توجه به ماهیت ریسک‌های صادراتی و آنچه تاکنون پیرامون نحوه‌ی اثرگذاری آنها بر صادرات کشورها ارائه شده، می‌توان این ریسک‌ها را نوعی هزینه‌ی تجاری دانست که در صادرات به کشورهای پرریسک به صادرکنندگان تحمیل می‌شود. ابزار اصلی در پیوند موانع تجاری به میزان تجارت الگوی جاذبه است، زیرا مجموعه‌ای از ادبیات جاذبه، این الگو را به منظور ایجاد تمایز میان تئوری‌های تعیین تجارت، فارغ از هزینه‌های تجاری استفاده می‌کنند (اندرسون و فان وینکوپ[1]، ۲۰۰۴: ۲۱).

بر همین اساس، الگوی ایستای پژوهش به پیروی از بالتنسپرگر و هرگر (۲۰۰۹) به منظور بررسی تأثیر ریسک‌های بازار هدف صادرات و یارانه‌های بیمه‌ی اعتبار صادراتی بر صادرات غیر نفتی ایران با استفاده از داده‌های تابلویی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$ln(X_{ij,t}) = B_1\, ln(Y_{i,t}Y_{j,t}) + B_2\, ln(\tau_{ij,t}) + B_3\, ln(\lambda_{j,t}) + B_4\, ln(\gamma_{j,t}) + B_5\, ln\, s(r,\rho) + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \qquad (۸)$$

به نحوی که در آن متغیرها به دو گروه متغیرهای کنترل و بیمه‌ی صادراتی تقسیم می‌شوند. متغیرهای کنترل شامل اندازه‌ی اقتصاد است که توسط حاصلضرب GDPها اندازه‌گیری می‌شود. $\tau_{ij,t}$ محدودیت‌های طبیعی و مصنوعی تجاری است که خود را در قالب هزینه‌های تجاری نشان داده و معمولاً در معادلات جاذبه از فاصله‌ی بین کشورها برای اندازه‌گیری آن استفاده می‌شود. متغیرهای بیمه‌ی صادراتی عبارتند از ریسک‌های پرداخت در صادرات (λ)، میزان خسارات نهاد بیمه‌گر (ρ) و حداکثر درصد «پوشش» قابل بیمه (γ) که توسط طرح‌های دولتی و از طریق یارانه‌ی

[1]. Anderson and Van Wincoop

بیمه‌ی اعتبار صادراتی S پشتیبانی می‌شود. به منظور اندازه‌گیری اجزای مشاهده نشده، در انتهای رابطه (۸)، α_{ij} اثرات ویژه کشور و $\varepsilon_{ij,t}$ جزء اخلال رگرسیون قرار داده شده است.

در مورد متغیر ریسک در الگوی (۸)، طبق تعاریف ارائه شده از دو گروه ریسک‌های اعتبار صادراتی و ارتباط آنها با ریسک‌های کلان می‌توان هر دوگروه ریسک بازرگانی ـ خریدار و کشوری ـ سیاسی را با شاخص‌های ریسک کلان مورد بررسی قرار داد. از این رو، در مطالعه‌ی حاضر از معکوس شاخص‌های راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری[1] (ICRG) که توسط گروه خدمات ریسک سیاسی[2] (PRS) به صورت سالانه تهیه و ارائه می‌شود، در ارزیابی تأثیر ریسک اعتبار صادراتی بر صادرات غیر نفتی ایران استفاده شده است. شاخص ICRG متشکل از سه شاخص ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی، ریسک مالی و یک شاخص ریسک ترکیبی است که هر کدام از مؤلفه‌های متعددی تشکیل شده‌اند. نحوه‌ی امتیازدهی به گونه‌ای است که مجموع حداکثر امتیاز تمام مؤلفه‌ها ۱۰۰ و امتیاز بالاتر نشان‌گر ریسک کمتر می‌باشد.

۴- برآورد الگو و نتایج

یارانه‌ی بیمه اعتبار صادراتی در پژوهش حاضر، بر پایه‌ی روش گذشته‌نگر[3]، به پیروی از مطالعه‌ی بالتنسپرگر و هرگر (۲۰۰۹) به صورت رابطه (۹) محاسبه می‌شود. این روش اندازه‌گیری به دلیل نسبی بودن، شاخصی را ارائه می‌دهد که فاقد واحد اندازه‌گیری است و در عین حال مستلزم اطلاعات غیر قابل دسترس در ایران (ارزش صادرات جدیداً بیمه شده) نمی‌باشد:

$$s(r,\rho)=\frac{\rho}{d+r} \qquad (۹)$$

که در آن ρ میزان خسارات نهاد بیمه‌گر، r مجموع حق بیمه‌ی دریافتی و d ارزش‌های بازیافت شده توسط نهاد بیمه‌گر اعتبار صادراتی است. به نحوی که اگر حاصل رابطه‌ی (۹) بزرگتر از یک باشد، یعنی آنچه عملاً از صادرکننده دریافت شده کمتر از آن چیزی است که برای رسیدن به نقطه‌ی سربه‌سر بیمه‌گر لازم بوده و به معنای اعطای یارانه از جانب دولت به نهاد بیمه‌گر است و اگر حاصل این عبارت کوچکتر از یک باشد، به این معناست که نهاد بیمه‌گر بیش از حق بیمه‌ی

[1]. International Country Risk Guide (ICRG)
[2]. Political Risk Services (PRS)
[3]. Ex-Post

عادلانه که خسارات احتمالی را پوشش می‌دهد از صادرکنندگان دریافت کرده و مازاد را به عنوان مالیات به دولت پرداخت نموده است.

رابطه‌ی جاذبه (۸) هم به دو صورت مورد برآورد قرار می‌گیرد، یکبار شاخص‌های ریسک سیاسی، اقتصادی و مالی به طور مجزا درون الگو وارد می‌شوند و بار دیگر الگو تنها با شاخص ریسک ترکیبی مورد برآورد قرار می‌گیرد. بنابراین رابطه‌ی (۸) به صورت زیر بازنویسی می‌گردد:

(۸-الف)

$$\ln(Irex_{j,t}) = c + \beta_1 \ln(Mgdp_{ij,t}) + \beta_2 \ln(Dis_j) + \beta_3 \ln(Sub_t) + \beta_4 ln(\gamma_{j,t}) + \beta_5 \ln(Pri_{j,t}) + \beta_6 \ln(Eri_{j,t}) + \beta_7 \ln(Fri_{j,t}) + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ij,t}$$

(۸-ب)

$$\ln(Irex_{j,t}) = c + \beta_1 \ln(Mgdp_{ij,t}) + \beta_2 \ln(Dis_j) + \beta_3 \ln(Sub_t) + \beta_4 ln(\gamma_{j,t}) + \beta_5 \ln(Cri_{j,t}) + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ij,t}$$

که در آن $\ln(Irex_{j,t})$ لگاریتم طبیعی صادرات غیر نفتی ایران به کشور j در سال t (بر حسب دلار)، $\ln(Mgdp_{ij,t})$ لگاریتم حاصلضرب GDP واقعی کشور ایران و هر کدام از شرکای تجاری j در سال t (بر حسب دلار ثابت سال ۲۰۰۰)، $\ln(Dis_j)$ لگاریتم فاصله‌ی کشور j از ایران، $\ln(Sub_t)$ لگاریتم یارانه (مالیات) بیمه‌ی اعتبار صادراتی ایران در سال t و $\ln(Pri_{j,t})$، $\ln(Eri_{j,t})$، $\ln(Fri_{j,t})$ و $\ln(Cri_{j,t})$ به ترتیب لگاریتم شاخص‌های ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی، ریسک مالی و شاخص ریسک ترکیبی مربوط به کشور j در سال t است. در نهایت α_{ij} هم اثرات انفرادی ثابت در طول زمان و $\varepsilon_{ij,t}$ جزء اخلال رگرسیون است.

بررسی دقیق تأثیر شاخص‌های مختلف ریسک سیاسی، اقتصادی و مالی بر صادرات غیر نفتی، مستلزم تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت این متغیرهاست. به همین منظور در پژوهش حاضر از تصریح موندلاک[1] (۱۹۷۸) که توسط ایگر و یورل (۲۰۰۶) و موزر وهمکاران (۲۰۰۸) و ایگر و پفافرمایر[2] (۲۰۰۴) جهت تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت در مورد داده‌های تابلویی به کار گرفته شده، استفاده خواهد شد. تصریح موندلاک که برای اندازه‌گیری اثرات کوتاه‌مدت و

1. Mundlak (1978)
2. Egger and Pfafermayr (2004)

بلندمدت متغیرها مفید است با وارد کردن میانگین زمانی هر متغیری که در طول زمان تغییر می‌کند شکل می‌گیرد. ضریب هر متغیر تخمینی از اثر کوتاه‌مدت، و ضریب میانگین زمانی هر یک از متغیرها تأثیر بلندمدت را به دست می‌دهد. بنابراین با وارد کردن میانگین زمانی متغیرهایی که در طول زمان تغییر می‌کنند، تصریح موندلاک از رابطه‌ی (۸) جهت تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت به صورت رابطه (۱۰) ارائه می‌شود:

$$ln(X_{ij,t}) = c + \beta_1 \ln(Mgdp_{ij,t}) + \beta_2 \ln(Dis_j) + \beta_3 \ln(Sub_t) + \beta_4 ln(\gamma_{j,t}) + \beta_5 \ln(Pri_{j,t}) + \beta_6 \ln(Eri_{j,t}) + \beta_7 \ln(Fri_{j,t}) + \gamma_1 ln(Mgdp_{ij.}) + \gamma_2 ln(Pri_{j.}) + \gamma_3 ln(Eri_{j.}) + \gamma_4 ln(Fri_{j.}) + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \quad (۱۰)$$

که در آن میانگین زمانی متغیر حاصلضرب GDPها با نماد $ln(Mgdp_{ij.})$ و نیز متغیر میانگین زمانی شاخص‌های ریسک سیاسی، اقتصادی و مالی به ترتیب با $ln(Pri_{j.})$، $ln(Eri_{j.})$ و $ln(Fri_{j.})$ گنجانده شده است. ضرایب β اثرات کوتاه‌مدت و ضرایب γ هم اثرات بلندمدت متغیرهای مذبور را بر صادرات غیر نفتی ایران نمایش خواهند داد. این الگو نیز بار دیگر و با استفاده از شاخص ریسک ترکیبی با وارد نمودن متغیرهای $ln(Cri_{j,t})$ برای سنجش اثر کوتاه‌مدت و $ln(Cri_{j.})$ برای اندازه‌گیری اثر بلندمدت برآورد خواهد شد.

تحلیل رگرسیونی که تا به حال معرفی شد با دو چالش روبروست، اول این‌که فرایند ایجاد داده‌ها به طور بالقوه پویاست، بنابراین هم تخمین‌های اثر کوتاه‌مدت و هم اثر بلندمدت تورش‌دار خواهند بود. دوم، تصریح ارائه شده ممکن است دچار مشکل درون‌زایی شده باشد که باعث تورش و ناسازگاری ضرایب می‌شود. برای برخورد با هردوی این مباحث تصریح پویایی از الگوی جاذبه برآورد خواهد شد (موزر و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۵).

الگوی پویا با ورود متغیر وابسته‌ی وقفه‌دار در بین متغیرهای توضیحی مشخص می‌شود، یعنی:

$$\ln(Irex_{j,t}) = c + \rho \ln(Irex_{j,t-1}) + \beta_1 \ln(Mgdp_{ij,t}) + \beta_2 \ln(Dis_j) + \beta_3 \ln(Sub_t) + \beta_4 ln(\gamma_{j,t}) + \beta_5 \ln(Pri_{j,t}) + \beta_6 \ln(Eri_{j,t}) + \beta_7 \ln(Fri_{j,t}) + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \quad (۱۱)$$

که در آن $ln(Irex_{j,t-1})$ لگاریتم ارزش صادرات غیر نفتی ایران با یک دوره وقفه است که یک بار هم با شاخص ریسک ترکیبی مورد برآورد قرار خواهد گرفت.

۴-۱- برآورد الگو

به منظور برآورد الگوهای معرفی شده، ابتدا یارانه‌ی بیمه‌ی اعتبار صادراتی با استفاده از داده‌های استخراج شده از گزارشات سالانه‌ی صندوق ضمانت صادرات ایران برای سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ و با کارگیری رابطه‌ی (۹) اندازه‌گیری و مشاهده شده که تنها در سال ۱۳۹۰ مقدار شاخص مثبت است، جدول (۱). یعنی تنها در همین سال از طرف دولت یارانه پرداخت شده بوده و در مابقی سال‌ها مقدار شاخص منفی است، به عبارت دیگر، نهاد بیمه‌گر در این سال‌ها بیش از حق‌بیمه‌ی عادلانه که خسارات احتمالی را پوشش می‌دهد از صادرکنندگان دریافت کرده و مازاد را به عنوان مالیات به دولت پرداخت کرده است. از طرفی همان‌طور که گفته شد، عدم تطبیق و توازن مبلغ خسارت‌ها با مبلغ حق بیمه‌ها در کوتاه‌مدت ممکن است ناشی از سیاست پرداخت یارانه‌ها نباشد، بلکه به علت خطاهای انتظاری ناشی از شوک و یا شوک‌های غیر منتظره باشد. بنابراین، می‌توان سیاست کلی دولت را در قبال بیمه‌های اعتبار صادراتی برای دوره‌ی زمانی ۹۱-۱۳۸۴ سیاست مالیاتی دانست.

جدول ۱: یارانه/مالیات بیمه‌ی اعتبار صادراتی

سال	نرخ معادل یارانه (Sub)	لگاریتم نرخ معادل یارانه ($ln(Sub_t)$)
۱۳۸۴	۰/۲۱۹۶	-۱/۵۱۶۰
۱۳۸۵	۰/۱۷۴۸	-۱/۷۴۴۰
۱۳۸۶	۰/۰۰۰۷	-۷/۲۳۷۸
۱۳۸۷	۰/۷۹۱۳	-۰/۲۳۴۱
۱۳۸۸	۰/۱۵۹۱	-۱/۸۳۸۳
۱۳۸۹	۰/۱۳۵۶	-۱/۹۹۸۸
۱۳۹۰	۱/۰۵۶۵	۰/۰۵۴۹
۱۳۹۱	۰/۳۹۸۵	-۰/۹۱۹۹

منبع: محاسبات پژوهش

در ادامه مانایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد[1] برای داده‌های تابلویی بررسی شد که با توجه به نامتوازن بودن داده‌های برخی از متغیرها در پژوهش حاضر از آزمون فیشر[2] که برای داده‌های تابلویی نامتوازن نیز قابل بکارگیری است استفاده شد. نتایج این آزمون نشان داد که تمام متغیرهای مورد استفاده مانا بوده‌اند، جدول (۲).

---

1. Unit Root Test
2. Fischer

جدول ۲: نتیجه‌ی آزمون مانایی متغیرهای الگو به روش فیشر

نماد متغیر	آمارهZ نرمال معکوس	احتمال	وضعیت	درجه‌ی هم‌انباشتگی
Irex	۱۴۴/۸۱۲	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)
Mgdp	۱۵۵/۲۳۰	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)
Sub	-۱۱/۳۰۱	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)
Pri	-۴/۵۰۲	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)
Eri	-۷/۴۴۱	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)
Fri	-۶/۱۶۲	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)
Cri	-۵/۲۰۲	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش

به طور کلی، برآورد الگوهای مبتنی بر داده‌های تابلویی به دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی امکان‌پذیر است. در این زمینه آزمون‌های تشخیصی[1] در تمام الگوها نشان داد که طبق آزمون‌های لیمر و بروش-پاگان[2] (BP) روش حداقل مربعات معمولی ترکیب شده[3] رد شده و طبق آزمون هاسمن[4] روش اثرات ثابت بر روش اثرات تصادفی ترجیح دارد، با این وجود از آنجایی که الگوی مورد استفاده دارای متغیر ثابت در طول زمان (فاصله‌ی کشورها) است و کشورهای انتخاب شده در الگو، نمونه‌ای از کلیه‌ی طرف‌های تجاری ایران هستند، رهیافت اثرات تصادفی قابلیت کاربرد دارد (گجراتی، ۱۳۹۰، ج ۲: ۱۱۶۰ و وولدریج[5]، ۲۰۰۲: ۲۵۲). نتایج آزمون‌های نسبت درستنمایی[6] (LR) و وولدریج هم نشان داد که مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در الگوها وجود دارد که به منظور رفع این مشکل، در برآورد الگو از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته عملی[7] (FGLS) استفاده شد. نتایج برآورد الگوهای ایستا و موندلاک به ترتیب در جداول (۱) و (۲) خلاصه شده است. نکته‌ی قابل ذکر در مورد برآورد کلیه‌ی الگوهای پژوهش بر اساس داده‌های صندوق ضمانت صادرات ایران این است که چون صندوق برای صادرات به کلیه‌ی کشورها سقف پوشش ۱۰۰ درصدی اعمال می‌کند متغیر مربوط به آن، $ln(\gamma_{j,t})$، در کلیه‌ی الگوها حذف شد.

---

1. Diagnostic Tests
2. Breusch and Pagan Lagrangian multiplier (BP)
3. Pooled Ordinary Least Squares
4. Hausman Test
5. Wooldridge (2002)
6. Likelihood-Ratio (LR)
7. Feasible Generalized Least Squares (FGLS)

جدول ۱: نتایج برآورد الگوی ایستای پایه (الگوی ۸)

متغیر	الگوی شاخص‌های سه‌گانه		الگوی شاخص ترکیبی	
	ضریب برآورد شده و آماره z	احتمال	ضریب برآورد شده و آماره z	احتمال
Mgdp	۰/۳۱۶*** (۵/۸۰)	۰/۰۰۰	۰/۲۲۱*** (۳/۷۹)	۰/۰۰۰
Dis	−۰/۸۹۸*** (−۶/۵۱)	۰/۰۰۰	−۰/۷۷۹*** (−۵/۱۹)	۰/۰۰۰
Sub	−۰/۰۱۰** (−۲/۰۶)	۰/۰۳۹	−۰/۰۰۴ (−۰/۹۳)	۰/۳۵۴
Pri	۱/۴۵۴*** (۳/۳۹)	۰/۰۰۱	-	-
Eri	۰/۰۰۲ (۰/۰۱)	۰/۹۹۱	-	-
Fri	−۱/۵۸۳*** (−۳/۷۰)	۰/۰۰۰	-	-
Cri	-	-	−۰/۶۹۷ (−۱/۳۸)	۰/۱۶۱
_cons	۱۰/۲۴۶*** (۳/۶۱)	۰/۰۰۱	۱۱/۵۳*** (۴/۲۳)	۰/۰۰۰
Waldχ^2	(۹۶/۲۹)	۰/۰۰۰	(۳۰/۹۸)	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز مقدار آماره z، * معناداری در سطح اهمیت ۱۰ درصد، ** معناداری در سطح اهمیت ۵ درصد و *** معناداری در سطح اهمیت ۱ درصد اطمینان را نشان می‌دهد.

در برآورد الگوی پویا، جهت برآورد معادله‌ی (۱۱) از روش برآورد گشتاور تعمیم یافته سیستمی[1] (SGMM) استفاده شد و برای اطمینان از اعتبار روش مورد استفاده آزمون مانایی متغیرها و جهت بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری استفاده شده، از آزمون‌های سارگان[2] و آزمون همبستگی سریالی[3] استفاده و مشاهده شد که طبق هر دو آزمون ابزارها از اعتبار کافی برخوردارند، جدول (۳).

1. System Generalized Method of Moments (SGMM)
2. Sargan Test
3. Serial Correlation Test

جدول ۲: نتایج برآورد الگوی موندلاک (الگوی ۱۰)

متغیر	الگوی شاخص‌های سه‌گانه		الگوی شاخص ترکیبی	
	ضریب برآورد شده و آماره z	احتمال	ضریب برآورد شده و آماره z	احتمال
Mgdp	۰/۴۴۵*** (۳/۴۳)	۰/۰۰۱	۰/۵۲۴*** (۳/۵۲)	۰/۰۰۰
Dis	-۰/۵۵۸*** (-۳/۲۳)	۰/۰۰۱	-۰/۷۱۸*** (-۴/۰۷)	۰/۰۰۰
Sub	-۰/۰۰۳ (-۰/۶)	۰/۵۵۲	-۰/۰۱۱* (-۱/۶۶)	۰/۰۹۷
Pri	-۱/۰۶۹ (-۱/۶۱)	۰/۱۰۸	-	-
Eri	-۰/۲۱۳ (-۰/۷۷)	۰/۴۴۳	-	-
Fri	-۰/۶۵۵* (-۱/۷۲)	۰/۰۸۶	-	-
Cri	-	-	-۱/۱۰۷* (-۱/۹۲)	۰/۰۵۴
Avgmgdp	-۰/۲۵۱ (-۱/۶۳)	۰/۱۰۳	-۰/۴۱۱** (-۲/۴۴)	۰/۰۱۵
Avgpri	۲/۹۵۱** (۲/۲۱)	۰/۰۲۷	-	-
Avgeri	۶/۶۰۴*** (۳/۷۲)	۰/۰۰۰	-	-
Avgfri	-۶/۵۹۳*** (-۵/۵۹)	۰/۰۰۰	-	-
AvgCri	-	-	۳/۶۸۲*** (۳/۲۰)	۰/۰۰۱
_cons	۱۷/۴۸۴*** (۴/۰۸)	۰/۰۰۰	۲۹/۸۹۸*** (۶/۲۳)	۰/۰۰۰
Waldχ^2	(۱۸۱/۳۸)	۰/۰۰۰	(۷۱/۰۸)	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز مقدار آماره z، * معناداری در سطح اهمیت ۱۰ درصد، ** معناداری در سطح اهمیت ۵ درصد و *** معناداری در سطح اهمیت ۱ درصد اطمینان را نشان می‌دهد.

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی پویا (الگوی ۱۱)

متغیر	SGMM الگوی شاخص‌های سه‌گانه		SGMM الگوی شاخص ترکیبی	
	ضریب برآورد شده و آماره z	احتمال	ضریب برآورد شده و آماره z	احتمال
	۰/۷۴۵*** (۴۸/۸۹)	۰/۰۰۰	۰/۸۵۳*** (۱۲۶/۳۳)	۰/۰۰۰
Mgdp	۰/۰۳۸*** (۵/۱۸)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴ (۰/۴۷)	۰/۶۳۷
Sub	−۰/۰۲۳*** (−۵/۸۶)	۰/۰۰۰	−۰/۰۳۱*** (−۱۱/۱۳)	۰/۰۰۰
Pri	۱/۲۰۹*** (۹/۳۲)	۰/۰۰۰	-	-
Eri	−۰/۴۵۸*** (−۲/۸۲)	۰/۰۰۵	-	-
Fri	−۱/۷۰۳*** (−۸/۶۲)	۰/۰۰۰	-	-
Cri	-	-	−۰/۵۸۸*** (−۶/۱۱)	۰/۰۰۰
Wald (χ^2)	(۱/۱۵e+۰۷)	۰/۰۰۰	(۶/۴۸e+۰۶)	۰/۰۰۰
Sargan Test (χ^2)	(۲۵/۹۶۱)	۰/۴۶۵	۲۹/۷۸۵	۰/۲۷۶
Autocorrelation Test (Z)	۱: −۲/۰۰۷ ۲: −۱/۵۱۵	۰/۰۴۴ ۰/۱۲۹	۱: −۲/۰۲۵ ۲: −۱/۷۲۱	۰/۰۴۲ ۰/۰۸۵

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز مقدار آماره z، * معناداری در سطح اهمیت ۱۰ درصد، ** معناداری در سطح اهمیت ۵ درصد و *** معناداری در سطح اهمیت ۱ درصد اطمینان را نشان می‌دهد.

۴-۲- نتایج پژوهش

نتایج این پژوهش در راستای بررسی تأثیر متغیرهای ریسک و یارانه بیمه اعتبار صادراتی بر صادرات غیر نفتی ایران به این صورت برآورد گردید. ضریب متغیر ریسک سیاسی در هر دو الگوی ایستا و پویا مثبت به دست آمد. به نحوی که طبق برآورد الگوی پویا، هر ۱ درصد افزایش در ریسک سیاسی کشور واردکننده صادرات غیر نفتی ایران به آن کشور را ۱/۲۱ درصد افزایش داده است. علت این موضوع را می‌توان در نتایج حاصل از برآورد الگوی موندلاک یافت. نتیجه برآورد الگوی موندلاک که در آن اثرات کوتاه‌مدت از اثرات بلندمدت تفکیک شده است، نشان داد که ضریب متغیر ریسک سیاسی در کوتاه‌مدت بر صادرات غیر نفتی ایران اثر معناداری ندارد. به عبارت دیگر، صادرکنندگان ایرانی در تصمیمات صادراتی خود تحت تأثیر میزان ریسک

سیاسی کشور مقصد قرار نگرفته‌اند، اما ضریب بلندمدت متغیر ریسک سیاسی مثبت به دست آمد. پس به طور کلی می‌توان گفت، گرچه ریسک سیاسی کشورهای واردکننده بر رفتار صادرکنندگان ایرانی بی‌تأثیر بوده است، اما در بلندمدت با تضعیف بنیان‌های تولیدی در کشورهای واردکننده موجبات افزایش تقاضای واردات کالاهای ایرانی را فراهم کرده و باعث افزایش صادرات غیر نفتی ایران شده است.

نمونه‌ی تجربی این نتیجه حجم زیاد صادرات غیر نفتی ایران به کشورهای عراق و افغانستان است. این کشورها گرچه سطح بالایی از ریسک سیاسی را تجربه کرده‌اند، اما دو مقصد مهم برای کالاهای صادراتی ایران بوده‌اند. به نحوی که در سال ۱۳۹۲ ارزش دلاری صادرات غیر نفتی ایران به عراق ۱۹درصد و به افغانستان ۷/۷ درصد از کل ارزش صادرات غیر نفتی و در سال ۱۳۹۳ به ترتیب ۱۷/۷۵ و ۶/۸ درصد آن می‌باشد.

به منظور بررسی تأثیر ریسک بازرگانی بر صادرات غیر نفتی ایران، از دو شاخص ریسک اقتصادی و ریسک مالی استفاده شد. برآورد الگوی پویا، نشان داد که در یک فرآیند پویا افزایش ریسک اقتصادی و کاهش درآمد ملی کشورهای واردکننده باعث کاهش تقاضای واردات از جانب این کشورها و در نتیجه تأثیر منفی ریسک اقتصادی بر صادرات غیر نفتی ایران شده است. گرچه طبق نتایج الگوی موندلاک نتوانسته بر رفتار صادرکنندگان اثری بگذارد.

از منظر شاخص ریسک مالی هم طبق نتایج برآورد الگوی ایستا و الگوی پویا و همچنین در برآورد الگوی موندلاک، ضریب متغیر ریسک مالی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت منفی به دست آمد. به نحوی که، بر اساس برآورد الگوی پویا هر ۱ درصد افزایش در ریسک مالی کشور واردکننده، صادرات غیر نفتی ایران به آن کشور را ۱/۷ درصد کاهش داده است. بنابراین، می‌توان گفت صادرکنندگان ایرانی در انتخاب کشور طرف معامله‌ی خود به وضعیت مالی (در سطح کلان) آن کشور توجه کرده و سعی می‌کرده‌اند بیشتر با واردکنندگان در کشورهایی وارد معامله شوند که از نظر ریسک مالی در وضعیت مناسب‌تری قرار داشته باشند و در طول زمان هم افزایش ریسک مالی کشورهای واردکننده باعث شده که صادرکنندگان ایرانی صادرات کمتری به این کشورها داشته باشند. از آنجایی که تاکنون مطالعه‌ای به بررسی تأثیر ریسک بازرگانی بر صادرات به طور جداگانه از سایر ابعاد ریسک اعتبار صادراتی نپرداخته است، نتیجه‌ی به دست آمده را می‌توان اولین بررسی پژوهشی در این زمینه تلقی نمود.

به منظور بررسی این موضوع که ریسک اعتبار صادراتی کشورهای واردکننده، به طور کلی، چگونه صادرات غیر نفتی ایران را متأثر می‌کند از شاخص ریسک ترکیبی در برآورد مجدد الگوها استفاده شد. گرچه نتایج به دست آمده از برآورد الگوی ایستا ضریب معناداری برای این شاخص به دست نداد، اما بر اساس برآورد الگوی پویا، ضریب شاخص ریسک ترکیبی منفی است، به نحوی که هر ۱ درصد افزایش ریسک اعتبار صادراتی کشور واردکننده صادرات غیر نفتی ایران به آن کشور را ۰/۵۹ درصد کاهش داده است. بنابراین، ریسک اعتبار صادراتی، به طور کلی، بر صادرات غیر نفتی ایران تأثیر منفی داشته است. این نتیجه، با نتیجه‌ی مطالعات کرباسی و حسنی (۱۳۸۸)، فان در فر (۲۰۱۳) و بالتنسپرگر و هرگر (۲۰۰۹) که همگی از شاخص‌هایی ترکیبی (یورومانی، رتبه‌بندی کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) و یا شاخص ترکیبی راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری (ICRG)) استفاده کرده‌اند، مطابقت دارد.

در مورد تأثیر سیاست مالیاتی دولت از طریق بیمه‌نامه‌های اعتبار صادراتی، نتایج برآورد الگوی ایستا و پویا هر دو تأثیر منفی مالیات دریافت شده را بر صادرات غیر نفتی ایران نشان دادند. به نحوی که هر ۱ درصد افزایش مالیات بیمه‌ی اعتبار صادراتی بر اساس الگوی ایستا، ۱درصد و بر اساس الگوی پویا ۲/۳ درصد صادرات غیر نفتی ایران به عمده‌ترین کشورهای هدف صادرات را کاهش داده است. این نتیجه به طور ضمنی نشان می‌دهد، چنانچه دولت در این مدت از طریق بیمه‌نامه‌های اعتبار صادراتی به صادرکنندگان یارانه اعطا نموده بود، می‌توانست بر صادرات غیر نفتی ایران تأثیر مثبت داشته باشد، که این نتیجه با دستاورد مطالعات آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۴) و استخر و همکاران (۱۳۸۸) مطابقت دارد.

در مورد سایر متغیرها، نتایج برآورد الگوها همسو با انتظارات بوده و نشان داد که حاصلضرب GDP ایران و عمده کشورهای واردکننده تأثیر مثبت بر صادرات غیر نفتی ایران داشته، فاصله‌ی جغرافیایی بین ایران و عمده کشورهای واردکننده، که به نمایندگی از هزینه‌های تجاری وارد الگوی جاذبه شده بود، تأثیر منفی و معنادار بر صادرات غیر نفتی ایران داشته است، یعنی هرچه فاصله‌ی کشور واردکننده از ایران بیشتر باشد، صادرات غیر نفتی کمتری هم به آن انجام می‌شود.

۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

در این پژوهش تلاش شد تأثیر ریسک‌های اعتبار صادراتی و همچنین یارانه‌های اهدایی به بیمه‌ی اعتبار صادراتی بر صادرات غیر نفتی ایران از طریق برآورد الگوهای اقتصادسنجی در دو الگوریتم

ایستا و پویا مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین، ابتدا با استفاده از داده‌های آماری مربوط به صندوق ضمانت صادرات ایران، یارانه‌ی بیمه‌ی اعتبار صادراتی اندازه‌گیری و مشخص شد که در دوره‌ی زمانی مورد بررسی، تنها در سال ۱۳۹۰ به این بخش یارانه پرداخته شده بوده و سیاست دولت در مابقی این سال‌ها دریافت مالیات از این طریق بوده است. بنابراین در ادامه تلاش شد که در برآوردها اثر مالیات بر بیمه‌نامه‌های اعتبار صادراتی همراه با سایر متغیرهای الگوهای ایستا و پویا بر صادرات غیر نفتی ایران اندازه‌گیری شود.

یافته‌های این مطالعه در بررسی تأثیر ریسک سیاسی و بازرگانی و همچنین یارانه‌ی بیمه‌ی اعتبار صادراتی، بر صادرات غیر نفتی ایران به عمده کشورهای واردکننده نشان داد که، ریسک سیاسی کشورهای واردکننده بر صادرات غیر نفتی ایران تأثیر مستقیم داشته، یعنی هر چه کشور هدف صادرات ریسک سیاسی بالاتری داشته صادرات بیشتری به آن انجام شده است، که علت آن بی‌تفاوتی صادرکنندگان نسبت به ریسک سیاسی در کوتاه‌مدت و تأثیر منفی ناپایداری‌های سیاسی بر ظرفیت‌های تولیدی در کشور واردکننده و در نتیجه افزایش تقاضای واردات در بلندمدت است.

این مطالعه همچنین نشان داد که ریسک بازرگانی کشورهای واردکننده از منظر ریسک مالی و اقتصادی بر صادرات غیر نفتی ایران اثر منفی دارد، یعنی صادرات غیر نفتی ایران بیشتر به سمت کشورهایی بوده است که از نظر ریسک بازرگانی (به ویژه ریسک مالی) در وضعیت مطلوب‌تری قرار داشته باشند. پس کاهش تأثیر ریسک بازرگانی کشورهای هدف صادرات از طریق پوشش بیمه اعتبار صادراتی به طور بالقوه می‌تواند موجب افزایش صادرات غیر نفتی ایران شود. از طرفی نتایج این پژوهش نشان داد که دریافت مالیات از طریق بیمه‌ی اعتبار صادراتی بر صادرات غیر نفتی ایران اثر منفی داشته، بنابراین، اعطای یارانه به صادرکنندگان از طریق بیمه‌نامه‌های اعتبار صادراتی می‌تواند باعث توسعه صادرات غیر نفتی ایران شود.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. آذربایجانی، کریم. سرخوش‌سرا، علی. و اسماعیل‌پور، ئاسو (۱۳۹۴) "تحلیل تأثیر یارانه بیمه صادراتی بر صادرات غیر نفتی". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) **۱۵**(۱): ۱۳۹-۱۲۳.

۲. استخر، محمد. زیبایی، منصور. و طرازکار، محمدحسین (۱۳۸۸). "ارزیابی تأثیر یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی بر صادرات محصولات کشاورزی". اقتصاد کشاورزی **۳**(۴): ۲۰۲-۱۸۵.

۳. خرمی، فرهاد (۱۳۸۰)." معرفی دو مدل اندازه‌گیری یارانه‌های پرداختی مؤثر به مؤسسات تضمین و بیمه‌ی اعتبار صادرات". فصلنامه صنعت بیمه **۱۶**(۳): ۸۴-۵۵.

۴. عباسی، ابراهیم. و عامل، رویا (۱۳۸۰). "بررسی نقش بیمه‌نامه و ضمانت‌نامه اعتبار صادراتی کالا در توسعه‌ی صادرات کالاهای غیر نفتی". فصلنامه‌ی صنعت بیمه **۱۶**(۳): ۱۰۶-۸۵.

۵. کرباسی، علیرضا. و حسنی شیروانشاهی، بهزاد (۱۳۸۸)."بررسی ارتباط بین صادرات، درجه و ضمانت اعتبارات صادراتی". پژوهشنامه اقتصادی (۳۲): ۲۳۹-۲۲۶.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Abraham, F.(1990). "The Effects on Intra-Community Competition of Export Subsidies to Third Countries. The Case of Export Credits, Export Insurance and Official Development Assistance". Commission of the European Communities, Luxembourg.
2. Abraham, F. and Dewit, G. (2000). "Export Promotion Via Official Export Insurance". Open Economies Review **11**(1): 5–26.
3. Alsem, K. J., Antufjew, J., Huizingh, K. R. E., Koning, R. H., Sterken, E. and Woltil, M. (2003). "Insurability of Export Credit Risks". University of Groningen, Research Institute SOM (Systems, Organisations and Management).
4. Anderson, J. E. and Van Wincoop, E. (2004). "Trade Costs". National Bureau of Economic Research.
5. Baltensperger, E. and Herger, N. (2009). "Exporting against Risk? Theory and Evidence from Public Export Insurance Schemes in OECD Countries". Open Economies Review **20**(4): 545–563.
6. Coleman, J. (2013). "Why Exporters Need Export Credit". Global Policy **4**(1): 110–111.

7. Delbridge, T. P. and Joseph, B. R. P. (1992). "Export and Trade Credit Insurance". Presented to the Staple Inn Actuarial Society on 17th November 1992, Publication date: 01 January 2014.
8. Dewit, G. (1996). "Export Insurance Subsidisation: Risk Coverage, Strategic Export Promotion or Aid?" . Discussion Papers 9614, University of Glasgow.
9. Dewit, G. and Landau, L. (1996). "Export Insurance Subsidisation and Undistorted Trade Creation". Zhurnal Eksperimental'noi I Teoreticheskoi Fiziki (0): 0–20.
10. Egger, P. and Url, T. (2006). "Public Export Credit Guarantees and Foreign Trade Structure: Evidence from Austria". The World Economy **29**(4): 399–418.
11. Egger, P. and Pfafermayr, M. (2004). "Estimating Long and Short Run Effects in Static Panel Models". Econometric Reviews **23** (3): 199-214.
12. Ford, J. L., Mpuku, H. C. and Pattanaik, P. K. (1996). "Revenue Risks, Insurance, and the Behavior of Competitive Firms". Journal of Economics **64**(3): 233–246.
13. Funatsu, H. (1986). "Export Credit Insurance". Journal of Risk and Insurance **53**(4): 679–692.
14. Grath, A. (2008). *The Handbook of International Trade and Finance: The Complete Guide to Risk Management, International Payments and Currency Management, Bonds and Guarantees, Credit Insurance and Trade Finance*, London, Philadelphia: Kogan Page.
15. Moser, C., Nestmann, T. and Wedow, M. (2008). "Political Risk and Export Promotion: Evidence from Germany". The World Economy **31**(6): 781–803.
16. Mundlak, Y. (1978). "On the Pooling of Time Series Data and Cross-Section Data". Econometrica **46**(1): 69-85.
17. Nickell, P., Perraudin, W. and Varotto, S. (2000). "Stability of Rating Transitions". Journal of Banking and Finance **24**(1–2): 203–227.
18. Rienstra-Munnicha, P. and Turvey, C. G. (2002). "The Relationship between Exports, Credit Risk and Credit Guarantees". Canadian Journal of Agricultural Economics **50**(3): 281–296.
19. Rienstra-Munnicha, P., Turvey, C. G., Koo, W. W., and Landau, L. (2006). "A Theoretical Analysis of Economic Impacts of Export Credit Insurance and Guarantees". In 2006 Annual meeting July 23-26, Long Beach, CA (pp. 1–40).
20. Van der Veer, K. J. M. (2014). "The Private Export Credit Insurance Effect on Trade". Journal of Risk and Insurance **31**(20).

21. West, G. T. (1996). "Managing Project Political Risk: The Role of Investment Insurance". Journal of Project Finance (winter): 5–11.
22. Wong, K. K. P. (2000). "Insurance and the Behavior of Competitive Firms under Revenue Risks: a Note". Journal of Economics **71**(3): 305–314.
23. Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data,* Cambridge, Mass: MITPress.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هفدهم، بهار و تابستان ۱۳۹۶

تأثیر ساختار کسری بودجه بر نقدینگی در اقتصاد ایران: رویکرد تابع واکنش بانک مرکزی

مهدی حاج امینی[۱]
محمدعلی فلاحی[۲*]
محمدطاهر احمدی شادمهری[۳]
علی‌اکبر ناجی میدانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۸/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۱۷

چکیده

کسری بودجه مزمن و تسلط مالی دولت بر بخش پولی از مشخصه‌های اقتصاد ایران در سال‌های بعد از انقلاب بوده که بر اساس ادبیات اقتصادی تغییرات مداوم و قابل توجه در عرضه پول ایران را توضیح می‌دهد. مقاله حاضر تأثیر ساختار کسری بودجه بر نقدینگی را در چارچوب تابع واکنشِ بانک مرکزی و با استفاده از مدل VARX طی دوره ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۹ بررسی می‌کند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که تغییرات کسری بودجه کل و نقدینگی الزاماً هم‌جهت نیستند. تصمیمات دولت در مورد افزایش کسری بودجه عملیاتی که منعکس‌کننده عملیات جاری دولت است، موجب افزایش کسری بودجه کل و نقدینگی می‌شود. اما شوک‌های مازاد تراز سرمایه که عمدتاً منعکس‌کننده تحولات نفتی اقتصاد ایران است، با وجود کاهش یا افزایش کسری بودجه کل، تأثیری بر نقدینگی ندارد. بنابراین کسری بودجه عملیاتی - و نه الزاماً کسری بودجه کل یا مازاد تراز سرمایه- در کوتاه‌مدت و بلندمدت محرک اصلی تغییرات نقدینگی است و تکانه‌های بازار نفت به خودی خود آثار دائمی بر نقدینگی ندارند. بدین ترتیب، برای موفقیت در مهار تورم لازم است اصلاحات بودجه‌ای با محوریت کسری بودجه عملیاتی کوچک و انعطاف‌پذیر، توازن ادواری کسری بودجه عملیاتی و کاهش تسلط بودجه بر سیستم بانکی دنبال شود.

واژگان کلیدی: تابع واکنش عرضه پول، نقدینگی، کسری بودجه عملیاتی، مدل VARX.

Keywords: Money Supply Reactions Function, Liquidity, Operating Budget Deficits, VARX Model.

JEL Classification: C32, E58, H62.

[۱]. دانش‌آموخته دکتری اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
[۲]. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
(*- نویسنده مسئول: Email: falahi@um.ac.ir)
[۳]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
[۴]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.17.145

۱- مقدمه

در کشورهای توسعه‌یافته، بودجه دولت عموماً یک ساختار درآمدی مبتنی بر مالیات و یک ساختار مخارجی انعطاف‌پذیر دارد به طوری که از کسری بودجه مزمن جلوگیری می‌کند. به علاوه، در این کشورها کسری‌های موقتی اغلب با استقراض از بازارهای مالی داخلی و خارجی تأمین می‌شود. بنابراین تا حد ممکن تأثیرگذاریِ وضعیت مالی دولت بر نقدینگی کاهش می‌یابد. مطالعات تجربی نیز این موضوع را تأیید کرده‌اند.

اما در کشورهای در حال توسعه - به ویژه کشورهای دارای منابع نفت- ساختار بودجه از حیث درآمدی، پر نوسان و از حیث مخارجی، انعطاف‌ناپذیر است. این ساختار نامناسب با ایجاد کسری بودجه‌های پی‌درپی موجب تمایل دولت‌ها به سیطره بر بخش پولی می‌شود، که «هم‌سازی» بخش پولی با وضعیت مالی دولت و استفاده بی‌رویه از حق‌الضرب را به همراه دارد. بنابراین در کشورهای در حال توسعه، توجه صرف به نقش بانک مرکزی در کنترل تورم کافی نیست، بلکه لازم است قدرت واکنش مثبت یا منفیِ نقدینگی به وضعیت مالی بودجه دولت نیز مورد ارزیابی قرار گیرد.

به نظر می‌رسد شرایط اقتصاد ایران نیز همین گونه است. ساختار بودجه دولتی ایران به شدت نامتناسب است. برای نمونه، طی دوره ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۹، میانگین سهم مخارج جاری ۷۳/۴ درصد و میانگین سهم عمرانی ۲۶/۶ درصد بوده است. این سهم‌ها در سال ۱۳۸۹ به ترتیب ۷۳/۵ درصد و ۲۶/۵ درصد بوده‌اند که نشان‌دهنده عدم تغییر اساسی در ساختار مخارجی دولت است[۱].

در همین دوره، میانگین سهم درآمدهای نفتی ۵۳/۶ درصد و میانگین سهم مالیات و سایر درآمدها ۴۶/۴ درصد بوده است. این سهم‌ها در سال ۱۳۸۹ به ترتیب ۵۳/۱ درصد و ۴۶/۹ درصد بوده‌اند که آن‌ها نیز عدم تحول اساسی در ساختار درآمدی دولت را منعکس می‌کنند. به علاوه در این سال‌ها، انحراف معیارِ قیمت‌های اسمی و حقیقی نفت خام به ترتیب ۲۱ و ۲۵ دلار در سال بوده که همراه با تغییرات ناگهانیِ استخراج و صادرات نفت (به دلیل انقلاب، جنگ و تحریم‌ها) موجب نوسانات قابل توجه در درآمدهای نفتی شده است[۲].

---

[۱]. محاسبات بر اساس داده‌های گزارش‌های بانک مرکزی در سال‌های مختلف انجام شده است.

[۲]. اطلاعاتِ «میانگین سالانه قیمت نفت خام در جهان» از شرکت بی‌پی (BP) تهیه شده و سپس بر اساس آن انحراف معیار محاسبه شده است.

بنابراین ناکافی بودن منابع مالیاتی و نوسانات درآمدهای نفتی موجب ساختار درآمدی ناپایدار شده است. از طرف دیگر، نوع نظام حاکمیتی، نگرش دولتمردان و وجود درآمدهای نفتیِ سهل‌الوصول، روند به شدت صعودی و کاهش‌ناپذیرِ مخارج جاری را به همراه داشته است. بر این اساس، مخارج دولت در هنگام افزایش درآمدهای نفتی به سرعت منبسط و تأمین مالی می‌شود؛ در حالی که با کاهش درآمدهای نفتی، انقباض آن از نظر سیاسی- اجتماعی پذیرفته نیست. امکان افزایش فشار مالیاتی نیز به دلایلی از قبیل پایه مالیاتی کوچک و نظام مالیاتی ناکارآمد وجود ندارد.

در نتیجه دولت‌ها در تمامی سال‌های بعد از انقلاب (به جز سه سال) با کسری بودجه مواجه بوده که برای تأمین آن عمدتاً به استقراض مداوم و بی‌قید و بند از بخش پولی روی آورده‌اند. نقدینگی همراه با کسری بودجه -که روند کاهشی در آن مشاهده نمی‌شود- افزایش یافته و متعاقباً تورم دو رقمی اقتصاد ایران را ایجاد و بازتولید کرده است. به عبارت دیگر، «کسری بودجه مزمن» و «تسلط بخش مالی دولت بر بخش پولی» دو مشخصه‌ی اقتصاد ایران در سال‌های بعد از انقلاب است، که به نظر بسیاری از اقتصاددانان، از دلایل اصلی تورم محسوب می‌شود.

در همین راستا، هدف مقاله حاضر این است که تأثیر ساختار کسری بودجه بر نقدینگی را از دریچه تابع واکنش بانک مرکزی بررسی کند. انتظار بر این است که با مشخص شدن نقش ساختار بودجه در جریان نقدینگی، الزامات مهار تورم در اقتصاد ایران روشن‌تر شود. این تحقیق از دو جنبه متمایز از تحقیقاتِ پیشین است. اولاً، کسری بودجه به صورت دو جزء کسری بودجه عملیاتی و مازاد تراز سرمایه در نظر گرفته شده است و در نتیجه نقشِ منابع و هزینه‌کرد بودجه در تأثیرگذاری کسری بودجه بر نقدینگی به تفکیک بررسی می‌شود. ثانیاً، از مدل VARX استفاده می‌شود که امکان تجزیه و تحلیل تکانه‌های متغیرهای برون‌زای ضعیف را فراهم می‌کند.

این مقاله شامل پنج بخش است. در بخش دوم، مطالعه‌های انجام شده به اختصار مرور می‌شود. در بخش سوم، مدل و روش برآورد آن بیان می‌شود. در بخش چهارم، نتایج مدل گزارش و تحلیل می‌شود و در بخش پنجم، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری مطالعه ارائه می‌شود.

۲- مروری بر مطالعه‌های انجام شده

۲-۱- مطالعه‌های خارجی

از پایان دهه ۱۹۷۰ میلادی، مطالعه‌های بسیاری تأثیرپذیریِ رفتار بانک مرکزی از کسری بودجه دولت را بررسی کرده‌اند. این مطالعه‌ها نتیجه می‌گیرند که افزایش و دوام کسری بودجه دولت از کانال‌های مختلف بر نقدینگی تأثیر گذاشته و در نتیجه مانع کنترل پول و مهار تورم می‌شود. در ادامه اهم این مطالعه‌ها مرور می‌شوند.

نیسکانن[1] (۱۹۷۸)، لوی[2] (۱۹۸۱) و هامبورگر و زویک[3] (۱۹۸۱ و ۱۹۸۲) بیان می‌کنند که کسری بودجه دولت موجب فشار بر نرخ بهره می‌شود و در نتیجه مقام پولی تلاش می‌کند که تکانه‌های نرخ بهره را از طریق خرید اوراق بهادار، تعدیل و کنترل کند. این مسأله با پولی کردن بدهی موجب افزایش نرخ رشد پول می‌شود.

سارجنت و والاس[4] (۱۹۸۱) فرضیه تسلط مالی را مطرح می‌کنند. طبق این فرضیه، تسلط مالی هنگامی رخ می‌دهد که بدهی دولت از حداکثر مقداری که توسط بخش خصوصی قابلیت جذب دارد، فراتر می‌رود. در این حالت دولت یا باید مخارج را کاهش و مالیات‌ها را افزایش دهد و یا این که مقام پولی را وادار به همراهی با سیاست کسری بودجه کند. در کشورهای در حال توسعه که بخش خصوصی و بانک‌های خارجی تمایلی برای جذب بدهی دولت ندارند، و فشار مالیاتی نیز ممکن نیست، دولت به روش دوم روی می‌آورد. در نتیجه سیاست مالی مسلط می‌شود و سیاست پولی به صورت درون‌زا از کسری بودجه تبعیت می‌کند.

در همین راستا، پرتپاپاداکیس و سیگل[5] (۱۹۸۷) به دو عاملِ نسبت بدهی و ناسازگاری زمانی اشاره می‌کنند. هرگاه نسبت بدهی به تولید از حد معینی فراتر رود به طوری که امکان تأمین آن از طریق مالیات بعید به نظر رسد، بانک مرکزی مجبور به پولی کردن بدهی دولت می‌شود. همچنین به دلیل مسئله ناسازگاری زمانی، دولت می‌تواند با استفاده از تورم پیش‌بینی نشده، ارزش حقیقی بدهی‌های بهره‌ای خود را کاهش دهد.

---

1. Niskanen (1978)
2. Levy (1981)
3. Hamburger and Zwick (1981 & 1982)
4. Sargent and Wallace (1981)
5. Protopapadakis and Siegel (1987)

هان و زلهارست[1] (۱۹۹۰) نیز با توجه به شرایط کشورهای در حال توسعه به دو عامل حق‌الضرب و فشارهای سیاسی تأکید دارند. قدرت تأثیر فشارهای مقامات سیاسی بر بانک مرکزی به ترتیباتِ قانونی نحوه اداره بانک مرکزی و همچنین عملکرد بانک مرکزی بستگی دارد. با توجه به این که استقلال قانونی به تنهایی تضمین‌کننده استقلال در عمل نیست، هم‌جهتی مقام پولی در کشورهای در حال توسعه با دولت بیشتر خواهد بود. به علاوه، بخش مالی کشورهای در حال توسعه عمدتاً تحت سلطه بانک‌های تجاری با مالکیت دولتی است که به عنوان تأمین‌کننده اعتبارات برای دولت عمل می‌کنند. به علاوه، در کشورهای در حال توسعه به دلیل عدم کفایت درآمدهای مالیاتی، گرایش به تأمین مالی از طریق مالیات تورمی بیشتر است. آن‌ها بیان می‌کنند که چون نسبت پول به تولید در این کشورها پایین است، مقام پولی باید خلق پول و تورم بالایی را ایجاد کند تا کاستی منابع مالی دولت جبران شود.

برومنت[2] (۱۹۹۸) بیان می‌کند وقتی که نرخ بهره به دلیل فشار تأمین مالی کسری بودجه دولت تمایل به افزایش دارد، بانک مرکزی با تصمیم دوگانه کنترل تورم یا ثبات سیستم مالی (نرخ بهره) مواجه می‌شود. بنابراین یک مبادله سیاستی میان مالیات و حق‌الضرب برای دولت و یک مبادله سیاستی میان ثبات قیمت و ثبات نرخ بهره برای مقام پولی وجود دارد که تحت تأثیر عوامل نهادی مانند استقلال بانک مرکزی هستند. این عوامل می‌توانند موجب کاهش یا افزایش تأثیرپذیری سیاست پولی از سیاست مالی شوند.

نتایج سیکن و هان[3] (۱۹۹۸) نشان می‌دهد که بانک‌های مرکزی در کشورهای در حال توسعه علی‌رغم استقلال قانونی، مستقل عمل نکرده‌اند و سیاست‌گذاری آن‌ها تحت تأثیر وضعیت مالی دولت است. کلیک[4] (۱۹۹۸) نشان می‌دهد که مالیات‌ها سطح بلندمدت مخارج دولت- مخارج دائمی- را پوشش می‌دهند و مخارج موقت عمدتاً با ایجاد کسری بودجه از طریق بدهی و نهایتاً حق‌الضرب تأمین مالی می‌شود. بنابراین در کشورهای در حال توسعه که مخارج ناگهانی بیشتر است، استفاده از حق‌الضرب نیز بیشتر می‌شود. راگ-مارسیا[5] (۱۹۹۹) نشان می‌دهد که دو سناریوی مخارج کم یا مخارج زیاد، دو وضعیت عرضه پول متفاوت و متعاقباً دو سطح تعادلی تورم پایین یا بالا را به همراه دارند.

---

1. Haan and Zelhorst (1990)
2. Berument (1998)
3. Sikken and Haan (1998)
4. Click (1998)
5. Ruge-Murcia (1999)

قارتی[1] (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که مقدم‌ترین سیاست در مهار تورم، اصلاح نظام مالی دولت است به طوری که موجب کاهش وابستگی به حق‌الضرب و همچنین کاهش فشار برای پولی کردن کسری بودجه شود. فیشر و همکاران[2] (۲۰۰۲) با استفاده از اطلاعات دوره‌های تورمی تجربه شده در ۱۶۱ کشور (بیش از ۴۵ هزار مشاهده) به بررسی جامع ارتباط کسری بودجه، حق‌الضرب و پول پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که ارتباط بلندمدتی میان تراز مالی، حق‌الضرب و نرخ رشد پول وجود دارد.

باتاچاریا و همکاران[3] (۲۰۰۳) و نیپلت[4] (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که تقابل سیاست‌های مالی و پولی سطح قیمت‌ها را تعیین می‌کند. بنابراین موفقیت سیاست پولی به وضعیت مالی دولت بستگی دارد. این تقابل سیاست‌ها شبیه به یک بازی جوجه[5] است که در آن اولین حرکت‌کننده، گزینه‌های سیاستی بازیگر دیگر را محدود می‌کند. بر همین اساس است که استقلال بانک مرکزی به عنوان مزیت نهادی اولین حرکت‌کننده برای مقام پولی در نظر گرفته می‌شود تا خزانه‌داری مسئول کامل توازن بودجه شود.

کاتائو و ترونس[6] (۲۰۰۵) ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان کسری مالی و تورم را برای ۱۰۷ کشور طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۱ میلادی بررسی کردند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که این ارتباط تنها در کشورهای در حال توسعه و با تورم بالا تأیید می‌شود. آن‌ها همچنین نتیجه می‌گیرند که در یک اقتصاد دلاریزه شده و بدون انضباط مالی امکان مهار تورم وجود ندارد.

لوی (۲۰۰۶) با مرورِ ادبیات مربوطه بیان می‌کند که کنترل تورم نیازمند یک بانک مرکزی مستقل است تا در برابر فشارهای سیاسی و تقاضای دولت برای گسترش اعتبارات، مانع پولی کردن بدهی دولت شود. آن‌گونه که وی توضیح می‌دهد، موفقیت در مهار تورم با سیاست مالی غیر مسئولانه و بی‌انضباط ممکن نیست.

بون[7] (۲۰۰۶) و آیسن و وایگا[8] (۲۰۰۸) نشان می‌دهند که در کشورهای در حال توسعه به دلایل ویژگی‌های اقتصادی و سیاسی، قطبی‌شدن اجتماعی، استقلال عملی کمتر بانک مرکزی، سطح

---

1. Ghartey (2001)
2. Fischer (2002)
3. Bhattacharya (2003)
4. Niepelt (2004)
5. Game of Chicken
6. Catão and Terrones (2005)
7. Bohn (2006)
8. Aisen and Veiga (2008)

پایین‌تر آزادی اقتصادی، نظام سیاسی کمتر دموکراتیک، سطح پایین‌تر دسترسی به تأمین مالی بین‌المللی، تأثیرگذاری مخارج دولت و کسری بودجه بر نقدینگی بیشتر و با دوام‌تر است.

کوان و همکاران[1] (۲۰۰۹) بیان می‌کنند اگرچه در کوتاه‌مدت سیاست پولی نقش مهمی در کنترل تورم دارد؛ اما تورم در بلندمدت به ویژگی‌هایی مانند تسلط مالی دولت، میزان پولی کردن کسری بودجه و سطح بدهی دولت بستگی دارد. به نظر آن‌ها، در کشورهای با کسری‌های مالی پی‌درپی، تثبیت قیمت صرفاً با سیاست پولی ممکن نیست؛ بلکه باید تأثیر کسری مالی دولت بر جریان نقدینگی رفع شود.

آکتاش و همکاران[2] (۲۰۱۰) نشان می‌دهند که موفقیت سیاست پولی در مهار تورم به انضباط مالی مالی دولت بستگی دارد. طبق نتایج آن‌ها، اگر دولت انضباط مالی نداشته باشد، یک سیاست پولی سختگیرانه ممکن است به دلیل انتظارات تورمیِ حاصل از حق‌الضرب بیشتر در آینده، افزایش تورم را موجب شود. بایواترز و توماس[3] (۲۰۱۱) نیز نتیجه می‌گیرند که دولت از طریق بدهی و نرخ بهره اسناد خزانه بر جریان پولی تأثیر می‌گذارد.

آیسن و هونر[4] (۲۰۱۳) نتیجه می‌گیرند که کسری بودجه دولت تأثیر قابل توجهی بر نرخ بهره دارد. این تأثیر، موجب واکنش مقام پولی و تغییرات در حجم پول می‌شود. آن‌ها همچنین نشان می‌دهند که تأثیرگذاری کسری بودجه بر نرخ بهره در کشورهای در حال توسعه به دلیل ویژگی‌هایی از قبیل کسری بودجه‌های بالا، تأمین مالی داخلی کسری‌های بودجه، فقدان آزادسازی‌های مالی و عمق مالی کم، بیشتر است.

لین و چو[5] (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های ۹۱ کشور نشان می‌دهند که کسری‌های مالی با ایجاد نرخ‌های رشد پول بالاتر موجب تورم می‌شوند. باجو- روبیو و همکاران[6] (۲۰۱۴) تشریح می‌کنند که چگونه تداوم کسری بودجه (حتی کوچک) در بلندمدت موجب تسلط مالی دولت بر سیاست پولی و افزایش مداوم نقدینگی می‌شود.

---

1. Kwon (2009)
2. Aktas (2010)
3. Bywaters and Thomas (2011)
4. Aisen and Hauner (2013)
5. Lin and Chu (2013)
6. Bajo-Rubio (2014)

۲-۲- مطالعه‌های تجربی اقتصاد ایران

تحقیقات انجام شده در زمینه تأثیر کسری بودجه بر پول در اقتصاد ایران، در جدول ۱ خلاصه شده است. همه این تحقیقات نتیجه گرفته‌اند که کسری بودجه‌های دولت تأثیر معنی‌داری بر حجم پول و نقدینگی داشته و بنابراین نقش مخرب دولت در فشارهای تورمی از کانال متغیرهای پولی را تأیید کرده‌اند.

به هر حال، این مطالعه‌ها صرفاً به متغیر کسری بودجه کل توجه داشته و تأثیر ساختار بودجه را مورد بررسی قرار نداده‌اند. بنابراین تحقیق حاضر با تفکیکِ کسری بودجه به دو جزء کسری بودجه عملیاتی و مازاد تراز سرمایه، نقش منابع و هزینه‌کرد بودجه را در تأثیرگذاری کسری بودجه بر حجم پول بررسی می‌کند. به علاوه، در تحقیق حاضر از مدل VARX استفاده شده که متمایز از رویکردها و مدل‌های قبلی است.

جدول ۱: مطالعه‌های داخلیِ تأثیر کسری بودجه بر حجم پول و نقدینگی

مطالعه	سال	داده‌ها	مدل/ روش	نتایج
صمیمی	۱۳۷۶	۱۳۷۴:۴-۱۳۶۰:۱	SE VAR	کسری $\overset{+}{\leftarrow}$ پول
هژبر کیانی و حلافی	۱۳۸۰	۱۳۷۷-۱۳۳۸	VECM ARDL	کسری $\overset{L+}{\leftarrow}$ پول
تقی‌پور	۱۳۸۰	۱۳۷۸-۱۳۴۰	2SLS	کسری $\overset{+}{\leftarrow}$ پول
علوی‌راد	۱۳۸۵	۱۳۸۰-۱۳۴۲	VAR	کسری $\overset{+}{\leftarrow}$ پول
محمدزاده	۱۳۸۷	۱۳۸۱-۱۳۳۸	VECM	کسری $\overset{L+}{\leftarrow}$ پول
قبادی و کمیجانی	۱۳۸۹	۱۳۸۷-۱۳۶۸	VECM SVECM	بدهی $\overset{+}{\leftarrow}$ پول
مشیری و همکاران	۱۳۹۰	کالیبره شده	DSGE	کسری $\overset{+}{\leftarrow}$ پول؛ درجه تسلط: ۷۷ درصد
اسلامی بیدگلی و همکاران	۱۳۹۱	۱۳۸۷-۱۳۵۷	SE E-G	کسری $\overset{+}{\leftarrow}$ پول
کمیجانی و توکلیان	۱۳۹۱	کالیبره شده	DSGE	سیاست پولی وابسته $\overset{+}{\leftarrow}$ تورم
زنوز	۱۳۹۲	۱۳۸۰ -۱۳۵۰	-	بودجه $\overset{+}{\leftarrow}$ پایه پولی
صباغ کرمانی و همکاران	۱۳۹۳	کالیبره شده	DSGE	کسری $\overset{+}{\leftarrow}$ پول؛ درجه تسلط: ۹۲ درصد
توضیح علامت‌ها: $\overset{+}{\leftarrow}$: تأیید اثرگذاری مثبت؛ L: رابطه بلندمدت				

منبع: طبقه‌بندی تحقیق

۳- مدل و داده‌ها

۳-۱- معرفی مدل

سیاست پولی به تغییرات مقدار پول (عرضه پول) و یا هزینه پول (نرخ بهره) توسط بانک مرکزی گفته می‌شود. بر این اساس، تابع واکنش بانک مرکزی بر اساس عرضه پول یا نرخ بهره تعریف می‌شود. همان طور که در بخش دوم بیان شد، تابع واکنش مقام پولی در ابتدا در مطالعه‌های نیسکانن (۱۹۷۸)، لوی (۱۹۸۱) و هامبورگر و زویک (۱۹۸۱، ۱۹۸۲) مورد توجه قرار گرفت. در این رویکرد عرضه پول (و یا نرخ رشد پول) به صورت تابعی معکوس از نرخ تورم و تولید در نظر گرفته می‌شود به طوری که با افزایش نرخ تورم و رونق گرفتن اقتصاد، بانک مرکزی به سیاست پولی انقباضی روی می‌آورد و در مقابل با کاهش نرخ تورم و تشدید رکود، سیاست پولی انبساطی را دنبال می‌کند.

از طرف دیگر، تیلور[1] (۱۹۹۳) رفتارِ مقام پولی را بر اساس نرخ بهره اسمی تعریف کرد که به قاعده تیلور معروف شد. طبق این قاعده، بانک مرکزی از طریق نرخ بهره اسمی، نسبت به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف‌گذاری شده واکنش نشان می‌دهد. به هر حال قاعده تیلور برای کشورهایی با نرخ بهره بازاری و بازار بزرگ اوراق بهادار مناسب است (مانند کشورهای توسعه‌یافته)، و از این رو برای اقتصاد ایران قابل کاربرد نیست[2].

بنابراین در تحقیق حاضر با توجه به رویکرد کلاسیک، تابع واکنش بانک مرکزی بر اساس عرضه اسمی پول تعریف شده و سپس ارتباط عرضه پول با وضعیت مالی دولت بررسی می‌شود. بر این اساس متغیرهای تحقیق عبارتند از: لگاریتم نقدینگی (LMS_t)، لگاریتم نرخ تورم ناخالص ($LINF_t$)، لگاریتم سطح تولید غیر نفتی (LYN_t)، لگاریتم کسری بودجه عملیاتی اسمی ($LBCU_t$) و لگاریتم مازاد تراز سرمایه اسمی ($LBCA_t$).

به منظور مدل‌سازی باید به دو مسأله توجه شود. اولاً، بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد، همه متغیرهای یاد شده ناپایا از درجه یک هستند. ثانیاً، به منظور تأکید بر قاعده رفتاری بانک مرکزی و

---

[1]. Taylor (1993)

[2]. کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰) با جایگزینی نرخ رشد پول به جای نرخ بهره اسمی در قاعده تیلور، تابع سیاست‌گذاری جدیدی را برای بانک مرکزی ایران ارائه و آزمون کرده‌اند. به هر حال این قاعده عملاً شبیه رویکرد کلاسیک (مبتنی بر نرخ رشد پول) است.

تمایز آن از تقاضای اسمی پول، فرض می‌شود که متغیرهای کلان (به جز تورم) اگرچه در روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت حضور دارند، اما نسبت به انحراف از روابط بلندمدت تعدیل نمی‌شوند. به عبارت دیگر، متغیرهای تولید، کسری بودجه عملیاتی و مازاد تراز سرمایه در اختیار مقام پولی نیستند. بر اساس دلایل یاد شده، از مدل VARX که توسط پسران و همکاران[1] (۲۰۰۰، ۲۰۰۲) و گارات و همکاران[2] (۲۰۰۳، ۲۰۰۶) ارائه و گسترش یافته است، استفاده می‌شود.

بر این اساس، سه گروه متغیر Y_t، Z_t^1 و Z_t^2 تعریف می‌شود که $Y_t = (LMS_t, LINF_t)'$ بردار متغیرهای درون‌زای ناپایا و $Z_t^1 = (LYN_t, LNBCU_t)'$ و $Z_t^2 = (LNBCA_t)'$ بردارهای متغیرهای برون‌زای ضعیف ناپایا هستند. همه این متغیرها می‌توانند در رابطه همگرایی بلندمدت حضور داشته باشند، اما متغیرهای برون‌زای ضعیف در فرآیند تعدیل رابطه همگرایی بلندمدت شرکت نمی‌کنند.

خنثایی پول در بلندمدت قابل پذیرش است؛ اما در کوتاه‌مدت تغییر پول ممکن است موجب تغییر تولید شود. همچنین تغییر تولید می‌تواند موجب تغییر کسری بودجه عملیاتی شود و یا بالعکس. بنابراین متغیرهای تولید غیر نفتی و کسری بودجه عملیاتی (Z_t^1) امکان ارتباط متقابل با کل مدل را در کوتاه‌مدت دارند. اما مازاد تراز سرمایه (Z_t^2) نه تنها در بلندمدت برون‌زای ضعیف است؛ بلکه در کوتاه‌مدت نیز از متغیرهای درون‌زا و برون‌زا تأثیری نمی‌پذیرد. بنابراین یک فرآیند تصادفی و گذشته‌نگر به حساب می‌آید. با توجه به ماهیت برون‌زای درآمد نفتی و سهم پایین مخارج عمرانی این فرض واقع‌بینانه به نظر می‌رسد.

بر اساس آن‌چه بیان شد، مجموعه روابط کوتاه‌مدت به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\Delta Y_t = a_0^Y - \alpha^Y \xi_{t+1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{y,y} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{y,z^1} \Delta Z_{t-i}^1 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{y,z^2} \Delta Z_{t-i}^2 + \Phi_0^{z^1} \Delta Z_t^1 + \Phi_0^{z^2} \Delta Z_t^2 + \varepsilon_t^Y,$$

$$\Delta Z_t^1 = a_0^{z^1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{z^1,y} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{z^1,z^1} \Delta Z_{t-i}^1 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{z^1,z^2} \Delta Z_{t-i}^2 + \varepsilon_t^{z^1},$$

$$\Delta Z_t^2 = a_0^{z^2} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{z^2,z^2} \Delta Z_{t-i}^2 + \varepsilon_t^{z^2}. \qquad (۱)$$

[1]. Pesaran (2000, 2002)
[2]. Garratt (2003, 2006)

معادلات ΔY_t مدل شرطی[۱] و معادلات ΔZ_t^1 و ΔZ_t^2 مدل‌های حاشیه‌ای[۲] نامیده می‌شوند. اگر $X_t = (Y_t, Z_t^1, Z_t^2)'$ باشد، شکل ماتریسی رابطه همگرایی بلندمدت به صورت $\xi_{t+1} = \beta' X_t - b_1 t - b_0$ بیان شده که β' بردار همگرایی بلندمدت است.

۳-۲- روش برآورد

به منظور برآورد و تجزیه و تحلیل مجموع معادلات (۱) مراحل چهارگانه زیر انجام می‌شود:

۱) ابتدا مدل‌های شرطی و حاشیه‌ای به طور همزمان با استفاده از روش شبه حداکثر راستنمایی[۳] برآورد می‌شوند. پسران و شین (۲۰۰۲) نشان داده‌اند که تحت این روش برآوردکننده‌های کوتاه‌مدت سازگار هستند. آن‌ها همچنین ثابت کرده‌اند که برآورد بردارهای همگرایی بلندمدت، فوق سازگار بوده[۴] و همچنین دارای توزیع مجانبی نرمال به‌هم‌آمیخته[۵] هستند، بنابراین معنی‌داری آن‌ها از طریق توزیع مجانبی t- استیودنت قابل بررسی است.

۲) سپس با محاسبه آماره‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه، تعداد بردارهای همگرایی تعیین می‌شوند[۶]. از آن جایی که مدل تحقیق شامل متغیرهای برون‌زای ضعیف و گروه‌های حاشیه‌ای است، مقادیر بحرانی یوهانسن قابل استفاده نیستند. بنابراین مقادیر بحرانی با روش بوت‌استرپ[۷] پسران و شین (۲۰۰۲) و گارات و همکاران (۲۰۰۳، ۲۰۰۶) بدست می‌آیند.

۳) با محاسبه آزمون‌های تشخیصی (همسانی، ناهمبستگی، نرمالیتی، تصریح) صحت روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. همچنین با استفاده از رویکرد لی[۸] و پسران (۱۹۹۳) ثبات مدل بررسی می‌شود. در یک مدل باثبات لازم است که بردارهایِ همگرایی بلندمدت با وقوع یک تکانه فراگیر[۹] به سمت صفر میل کنند.

---

[1]. Conditional Model
[2]. Marginal Models
[3]. Quasi Maximum Likelihood
[۴]. سازگاری با سرعت همگرایی $\sqrt{T}$ و فوق سازگاری با سرعت همگرایی T شناخته می‌شود.
[5]. Mixture Normal Distribution
[۶]. چونگ و لای (۱۹۹۳) نشان می‌دهند که توزیع آماره حداکثر مقدار ویژه دارای چولگی است و همچنین کشیدگی بیشتری نسبت به آماره اثر دارد. بنابراین آزمون بر اساس آماره اثر نسبت به آزمون از طریق آماره حداکثر مقدار ویژه، قوی‌تر است.
[7]. Bootstrap
[8]. Lee (1993)
[9]. System-Wide Shock

۴) برای بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت از توابع واکنش به ضربه و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی استفاده می‌شود. توابع واکنش به ضربه پسران و شین (۱۹۹۶) برای بردارهای همگرایی بلندمدت در برابر تکانه‌های انفرادی و توابع واکنش به ضربه کوپ[1] و همکاران (۱۹۹۶) و پسران و شین (۱۹۹۸) برای پویایی‌های متغیرها در برابر تکانه‌های انفرادی مورد استفاده قرار می‌گیرند. به علاوه، بر اساس گارات و همکاران (۲۰۰۶) از تجزیه واریانس تعمیم‌یافته در مدل VARX برای بررسی سهم متغیرها در نوسانات استفاده می‌شود.

۳-۳- داده‌های تحقیق

مدل تحقیق شامل پنج متغیر است. این متغیرها برای دوره زمانی ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۹ طبق جدول ۲ تعریف و محاسبه شده‌اند.

جدول ۲: محاسبه داده‌های تحقیق

متغیر	نام	محاسبه متغیر (بدون لگاریتم)	منبع داده‌های خام
LNBCA	لگاریتم مازاد تراز سرمایه‌ای اسمی	مخارج عمرانی و سرمایه‌گذاری - فروش ثروت‌های طبیعی	لامعی (۱۳۸۴)، بانک مرکزی ایران
LNBCU	لگاریتم کسری تراز عملیاتی اسمی	درآمد غیر نفتی دولت (مالیات و سایر درآمدها)- مخارج جاری	لامعی (۱۳۸۴)، بانک مرکزی ایران
LINF	لگاریتم نرخ تورم ناخالص	درصد تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده با سال پایه ۱۳۸۳ + ۱	بانک مرکزی ایران
LMS	لگاریتم عرضه اسمی پول	(منابع سیستم بانکی = مصارف سیستم بانکی=) نقدینگی	بانک مرکزی ایران
LYN	لگاریتم درآمد غیر نفتی حقیقی	تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳	بانک مرکزی ایران

منبع: طبقه‌بندی تحقیق

۴- تحلیل یافته‌های تجربی

۴-۱- تجزیه و تحلیل قاعده رفتاری نقدینگی

ابتدا تعداد روابط همگرایی بلندمدت از نظر آماری بررسی می‌شود. در اغلب حالت‌ها وجود یک بردار همگرایی بلندمدت تأیید می‌شود، به ویژه طبق حالت چهارم که متناسب با مدل تحقیق است (جدول ۲).

[1]. Koop (1996)

آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهند که فروض کلاسیک «نبود همبستگی خطاها»، «تصریح مناسب»، «نرمال بودن خطاها» و «همسانی واریانس‌ها» در معادلات برآوردی برقرار هستند[۱]. همچنین قدرت برازش متغیرها نشان می‌دهد که مدل به خوبی توانسته تغییرات متغیرها و به ویژه نقدینگی را توضیح دهد (جدول و نمودارهای ۱- پیوست). بنابراین در مجموع، مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت به خوبی تصریح شده‌اند و نتایج آن‌ها از نظر آماری قابل اعتماد است.

جدول ۳: تعداد روابط همگرایی بلندمدت مدل VARX

تعداد بردار	حالت اول		حالت دوم		حالت سوم		حالت چهارم		حالت پنجم	
	λ_{max}	λ_{trace}	λ_{max}	λ_{trace}	λ_{max}	λ_{trace}	λ_{max}	λ_{trace}	λ_{max}	λ_{trace}
صفر	۷۸/۰۴**	۸۹/۰۲**	۷۸/۵۷**	۹۰/۱۲**	۲۱/۵۵	۲۶/۹۵	۸۸/۸۰**	۱۰۱/۳۵**	۵۳/۵۳**	۶۵/۷۸**
یک	۱۰/۹۸	۱۰/۹۸	۱۱/۵۵	۱۱/۵۵	۵/۴۰	۵/۴۰	۱۲/۵۵	۱۲/۵۵	۱۲/۲۴	۱۲/۲۴

توضیحات: حالت اول: بدون عرض از مبدأ و بدون روند؛ حالت دوم: با عرض از مبدأ مقید و بدون روند؛ حالت سوم: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند؛ حالت چهارم: با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید؛ حالت پنجم: با عرض از مبدأ و روند نامقید.

** نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۵ درصد است.

منبع: محاسبات تحقیق

پس از اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت و صحت مدل به تحلیل نتایج پرداخته می‌شود (جدول ۳). بر این اساس، در بلندمدت عرضه اسمی پول با تولید و نرخ تورم رابطه مستقیم و معنی‌داری دارد. همچنین ارتباط بلندمدت و معنی‌داری بین نقدینگی و کسری بودجه عملیاتی قابل مشاهده است به طوری که به ازای هر یک درصد افزایش در کسری دولت، نقدینگی کشور بین ۰/۱۲ تا ۰/۳۶ درصد افزایش می‌یابد[۲]. این در حالی است که ارتباط معنی‌داری با مازاد تراز سرمایه مشاهده نمی‌شود.

هم راستا با برآورد رابطه بلندمدت، روابط کوتاه‌مدت نیز برآورد می‌شود که رابطه تغییراتِ نقدینگی در جدول ۳ آورده شده است. درصد تغییرات نقدینگی به صورت تابعی از درصد تغییرات دوره گذشته خود، تغییرات نرخ تورم، تغییرات تولید غیر نفتی، تغییرات کسری بودجه

---

[۱]. در معادله کسری بودجه عملیاتی، فرض استقلال خطاها نقض شده که متعاقباً انحراف معیارهای ضرایب تصحیح شده‌اند. فرض تصریح مناسبِ تولید غیر نفتی نیز رد می‌شود که دور از انتظار نیست، زیرا متغیرهای مربوط به تولید مد نظر قرار نگرفته‌اند. به هر حال این متغیر به صورت برون‌زای ضعیف در نظر گرفته شده و تصریح نامناسب آن مشکلی ایجاد نمی‌کند.

[۲]. ضریب کسری بودجه عملیاتی ۰/۲۴ و انحراف معیار آن ۰/۰۶ است. بنابراین فاصله اطمینان ۹۵ درصد آن برابر است با (۲×۰/۰۶) ± ۰/۲۴.

عملیاتی و تغییرات مازاد تراز سرمایه است. بر این اساس، تغییرات تولید و کسری بودجه عملیاتی تأثیر مستقیم، معنی‌دار و همزمانی بر تغییرات نقدینگی می‌گذارند. در کوتاه‌مدت، به ازای هر یک درصد افزایش در نرخ رشد کسری بودجه عملیاتی، نرخ رشد نقدینگی ۰/۰۳ تا ۰/۱۱ درصد افزایش می‌یابد.

این نتایج با شواهد اقتصاد ایران سازگار است. در دهه‌های ۱۳۶۰ و ۱۳۷۰ دولت به طور مستقیم به سیستم بانکی متوسل و نیازهای درآمدی خود را تأمین می‌کرد. به هر حال استقراض دولت از بانک مرکزی از ۱۳۷۹ و همچنین استقراض از سیستم بانکی از ۱۳۸۴ ممنوع شد تا امکان سیاست‌گذاری پولی مستقل فراهم شود. اما شواهد نشان می‌دهد که تغییرات پولی هم‌چنان تابع سیاست‌های بودجه‌ای است.

طبق گزارش‌های بانک مرکزی، برداشت از حساب ذخیره ارزی و واگذاری شرکت‌های دولتی، عمده‌ترین روش‌های تأمین مالی کسری بودجه در دهه ۱۳۸۰ بوده‌اند[۱]. برداشت دولت از حساب ذخیره ارزی موجب افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی، افزایش پایه پولی و در نتیجه افزایش نقدینگی شده است. واگذاری شرکت‌های دولتی نیز به دلیل ناتوانی و یا نبود رغبت بخش خصوصی با اعطای اعتبارات بانکی و متعاقباً افزایش خلق پول همراه بوده است.

در همین راستا مشاهده می‌شود که در سال‌های ۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ پایه پولی به ترتیب ۳۳/۵، ۱۳/۲، ۱۱/۹ و ۱۳/۷ درصد و بدهی‌های دولت به بخش بانکی نیز به ترتیب ۹/۵، ۳/۹، ۲۵/۱ و ۵۱/۸ درصد رشد کرده‌اند. در واقع، بدهی‌های دولت به بانک مرکزی با بدهی‌های دولت به بانک‌ها جایگزین شده است[۲]. بنابراین حتی در دهه ۱۳۸۰ نیز سیستم بانکی به عنوان آخرین نهاد به پولی کردن کسری بودجه و یا تبدیل بدهیِ دولت به پول مبادرت ورزیده است. این شواهد به خوبی تأثیر معنادار کسری بودجه دولت بر نقدینگی را در طول سه دهه اخیر توضیح می‌دهد.

---

[۱]. گزارش‌های بانک مرکزی در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹.

[۲]. گزارش‌های بانک مرکزی در سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۹.

جدول ۴: ضرایب همگرایی‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت

بردار	مدل بلندمدت						
	LMS	$LINF$	LYN	$LBCU$	$LBCA$	$TREND$	LL_{ER}
اول	۱/۰۰	۰/۹۴*	۰/۵۸***	۰/۲۴***	−۰/۰۰۲	۰/۱۶***	۹۵/۸۶
		(۰/۴۵)	(۰/۰۳)	(۰/۰۶)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۱)	
	مدل کوتاه‌مدت						
متغیر	ΔLMS_{-1}	$\Delta LINF_{-1}$	ΔLYN	$\Delta LBCU$	$\Delta LBCA$	ξ_{1t}	$\bar{R}^2$
ΔLMS	۰/۲۶*	۰/۰۴	۰/۳۲*	۰/۰۷***	۰/۰۰۱	−۰/۳۶***	۰/۵۸
	(۰/۱۳)	(۰/۱۲)	(۰/۱۶)	(۰/۰۲)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۷)	

توضیحات: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار مجانبی هستند. *** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱ و ۱۰ درصد هستند.

منبع: محاسبات تحقیق

اکنون به تحلیل سایر ضرایب پرداخته می‌شود. طبق مبانی نظری، ضرایب تورم و تولید در تابع واکنش بانک مرکزی باید منفی باشد. به عبارت دیگر، انتظار این است که در شرایط رونق و با افزایش نرخ تورم، سیاست پولی انقباضی اعمال شود و در مقابل در شرایط رکودی و با کاهش نرخ تورم سیاست انبساطی دنبال شود. اما برآوردها نشان می‌دهد که نقدینگی تابعی مستقیم از نرخ تورم و تولید غیر نفتی است. این تناقض در نتایج سایر مطالعات نیز قابل مشاهده است. برای مثال، کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰) ضرایب نرخ تورم و رشد اقتصادی را منفی برآورد کرده‌اند؛ در حالی که درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹) به ضرایب مثبت دست یافته‌اند.

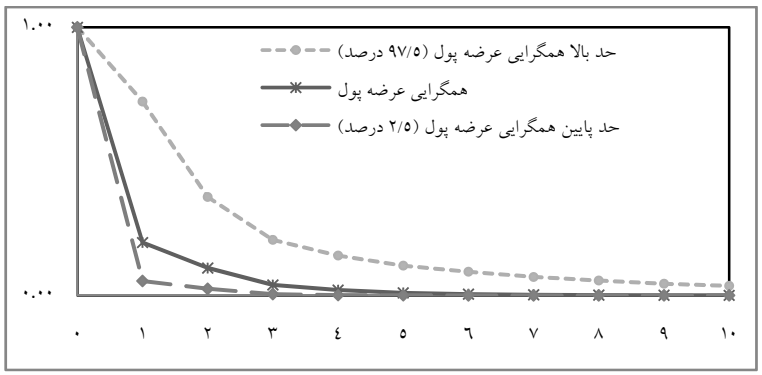
بنابراین باید مشخص شود که منفی بودن ضرایب در تابع رفتار بانک مرکزی بر چه فرضی استوار است و در مقابل ضرایب مثبت برآوردی در برخی مطالعه‌ها (از جمله مطالعه حاضر) بر چه چیزی دلالت می‌کنند. فرض اساسیِ ضرایب منفی این است که عرضه پول کاملاً برون‌زا باشد تا بانک مرکزی بتواند واکنش مورد نظر خود را اعمال کند. در نتیجه افزایش تورم با واکنش کاهش نقدینگی، و کاهش رشد اقتصادی با واکنش افزایش نقدینگی همراه می‌شود. بنابراین انتظار می‌رود که ضرایب نرخ تورم و رشد اقتصادی منفی باشند، تا ابزار بودن نقدینگی تأیید شود.

اما اگر فرض برون‌زایی عرضه پول برقرار نباشد، تابع واکنش بانک مرکزی به شکل بیان شده قابل برآورد نیست و نقدینگی هم‌جهت با متغیرهای تورم و رشد اقتصادی تغییر می‌یابد. بنابراین شواهد تحقیق حاضر حکایت از این واقعیت دارد که عرضه پول نه تنها تحت تأثیر متغیرهای مالی دولت است، بلکه از سایر متغیرهای اقتصاد کلان کشور نیز تأثیر می‌پذیرد و بانک مرکزی نقش انفعالی در کنترل نقدینگی داشته است. در همین راستا، فرزین‌وش و رحمانی (۱۳۷۹) و بیابانی و همکاران

(۱۳۹۳) درون‌زایی عرضه پول در اقتصاد ایران را تأیید کرده‌اند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که علاوه بر انضباط مالی، لازم است که بانک مرکزی به سیاست‌گذاری متناسب با درون‌زایی عرضه پول روی آورد.

۴-۲- پویایی‌های کوتاه‌مدت رفتار نقدینگی

طبق نمودار ۱، با وقوع یک تکانه فراگیر، رابطه همگرایی بلندمدت نقدینگی به سمت صفر همگرا می‌شود. بنابراین مدل VARX برآورد شده باثبات است و قابلیت تحلیل توابع واکنش انفرادی وجود دارد که در ادامه به آن‌ها پرداخته می‌شود.



نمودار ۱: دوام رابطه همگرایی بلندمدت در مقابل تکانه فراگیر

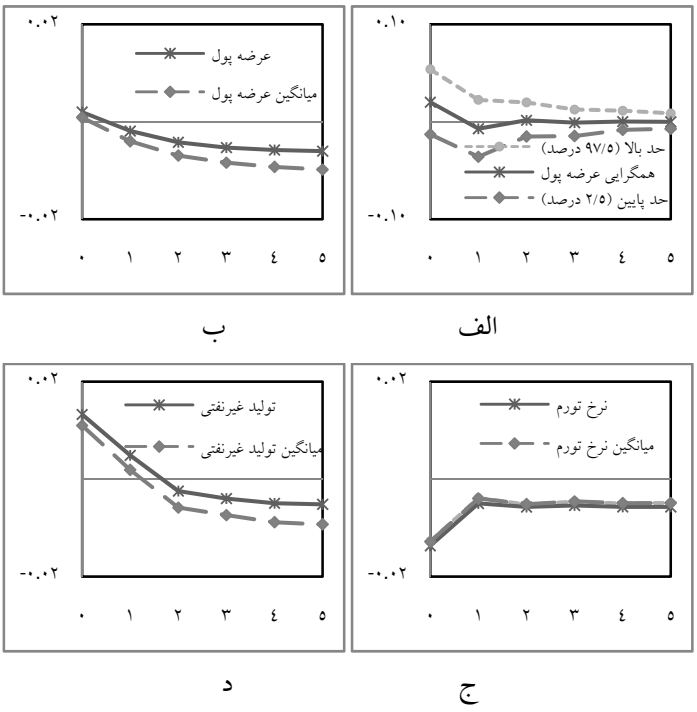
توضیحات: حدهای بالا و پایین (خط چین‌ها) با ۲۰۰۰۰ تکرار شبیه‌سازیِ بوت استرپ بدست آمده است.

منبع: محاسبات تحقیق

آثار تکانه مازاد تراز سرمایه در نمودارهای ۲ مشاهده می‌شود. تحت تأثیر این تکانه، رابطه همگرایی بلندمدتِ نقدینگی با سرعت زیادی به صفر همگرا می‌شود، به طوری که در کمتر از یک سال انحراف از وضعیت تعادل بلندمدت رفع می‌شود. نقدینگی پس از یک افزایش بسیار خفیف شروع به کاهش می‌نماید. این کاهش می‌تواند به دلیل نیاز کمتر دولت به خلق پول باشد که در نتیجه تورم نیز باید کاهش یابد (نمودارهای ۲- الف و ۲- ب).

تحت تأثیر این تکانه، نرخ تورم ابتدا یک کاهش قابل توجه را تجربه می‌کند، اما در ادامه به سمت سطح اولیه حرکت می‌کند. بنابراین نتیجه مورد انتظار قبلی مبنی بر کاهش تورم همراه با کاهش نقدینگی تأیید می‌شود. تولید غیر نفتی ابتدا افزایش می‌یابد، اما به تدریج کاهش یافته و در کمتر از

دو سال به پایین‌تر از سطح اولیه می‌رسد (نمودارهای ۲- ج و ۲- د). بنابراین بـه نظـر مـی‌رسـد کـه تکانه درآمدهای نفتی تنها در کوتاه‌مدت با افزایش دسترسی به منابع ارزی موجب افـزایش موقـت واردات، رونق اقتصادی و کاهش تورم می‌شود که همگی این آثار در بلندمدت از بین می‌روند.



نمودار ۲: واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته به تکانه مازاد تراز سرمایه

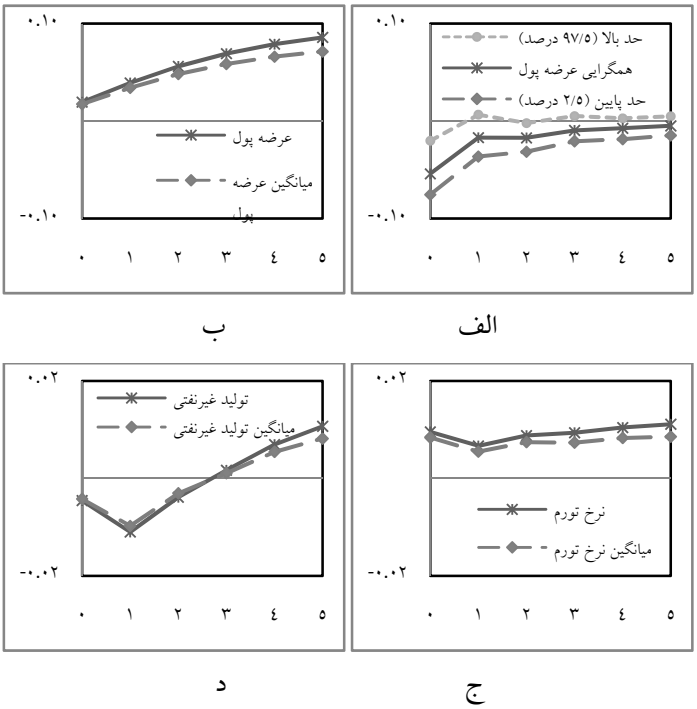
توضیح: حدهای بالا و پایین و میانگین‌ها (خط چین‌ها) با ۲۰۰۰۰ تکرار شبیه‌سازیِ بوت استرپ بدست آمده است.

منبع: محاسبات تحقیق

آثار تکانه مثبت کسری بودجه عملیاتی در نمودارهای ۳ مشاهده می‌شود. تحـت تـأثیر ایـن تکانـه، رابطه بلندمدت نقدینگی به صفر همگرا می‌شود، اما سرعت همگرایی آن در مقایسه با وقوع تکانـه مازاد تراز سرمایه کوچکتر است (نمودار ۳- الف). در اثر این تکانه، عرضه پول و نرخ تـورم یـک افزایش با دوام را تجربه می‌کنند؛ و تولید حداقل تا دو سال در سطح پایین‌تری قرار می‌گیرد.

بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که در کوتاه‌مدت تأثیر کسری بودجـه عملیـاتی بـرعکس تـأثیر مـازاد تراز سرمایه است. ضمناً به نظر می‌رسد که آثار ضد تورمیِ افزایش مازاد تراز سرمایه موقتی اسـت، در حالی که کاهش کسری بودجه عملیاتی تبعات ضد تورمی بادوامی به همـراه دارد (نمودارهـای

۳- ب، ۳- ج و ۳- د). این نتایج با شواهد اقتصاد ایران سازگار است. شوک‌های مثبت قیمت نفت با ایجاد درآمدهای قابل توجه برای دولت و دسترسی به ارز ارزان، در کوتاه‌مدت مانع افزایش قیمت‌ها می‌شوند؛ اما در بلندمدت با کاهش قیمت نفت و در نتیجه ایجاد کسری بودجه عملیاتی بزرگتر، موجب برگشت و تداوم تورم بالا می‌شوند.



نمودار ۳: واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته به تکانه کسری بودجه عملیاتی

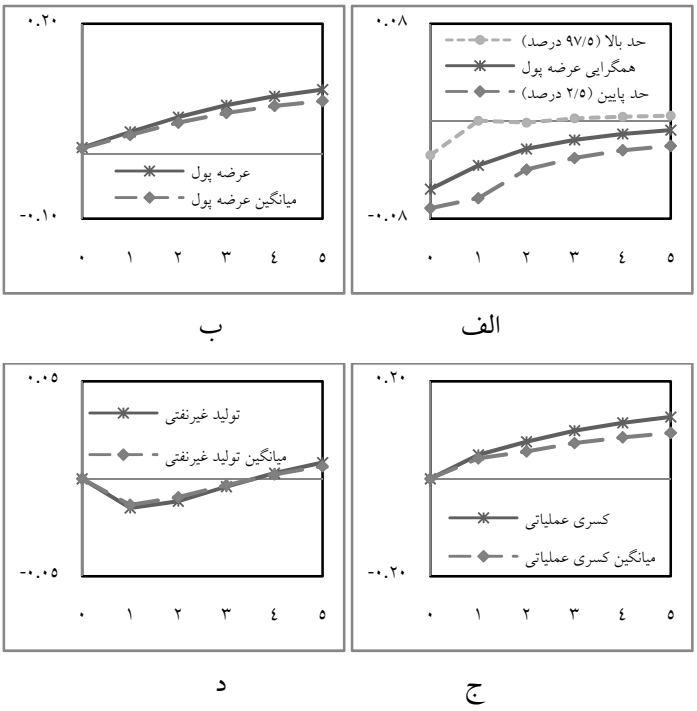
توضیح: حدهای بالا و پایین و میانگین‌ها (خط چین‌ها) با ۲۰۰۰۰ تکرار شبیه‌سازیِ بوت استرپ بدست آمده است.

منبع: محاسبات تحقیق

آثار تکانه مثبتِ تورم، در نمودارهای ۴ آورده شده است. رابطه همگرایی بلندمدت نقدینگی به سمت صفر متمایل می‌شود. در برابر این تکانه، عرضه پول افزایش می‌یابد و عرضه اسمی پول در نقش ابزار سیاستی عمل نمی‌کند. بنابراین نتایج بلندمدت، در کوتاه‌مدت نیز تأیید می‌شود. تولید در سطح پایین‌تری قرار می‌گیرد تا این که بعد از چندین سال به سطح اولیه باز می‌گردد. این مسئله، از یک سو به دلیل تبعات منفی تورم قابل توضیح است و از سوی دیگر ارتباط معکوسِ

کوتاه‌مدت میان تورم و تولید -که در بر دارنده منحنی فیلیپس است- را تأیید می‌کند (نمودارهای ۴- ب و ۴- ج).

کسری بودجه عملیاتی نیز کاهش می‌یابد که نشان‌دهنده سرعت بیشتر افزایش مخارج جاری نسبت به افزایش درآمدهای غیر نفتی است (نمودار ۴- د). به عبارت دیگر، مخارج جاری نسبت به درآمدهای غیر نفتی تأثیرپذیری بیشتری از تورم داشته است که مؤید اثر الیورا-تانزی[1] است. این اثر در مطالعه فرزین‌وش و همکاران (۱۳۸۲) در اقتصاد ایران تأیید شده است. البته این اثر چندان قوی نیست و نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد که عمده کسری بودجه به وسیله سایر متغیرها توضیح داده می‌شود و تورم نقش قابل توجهی در تداوم آن نداشته است.



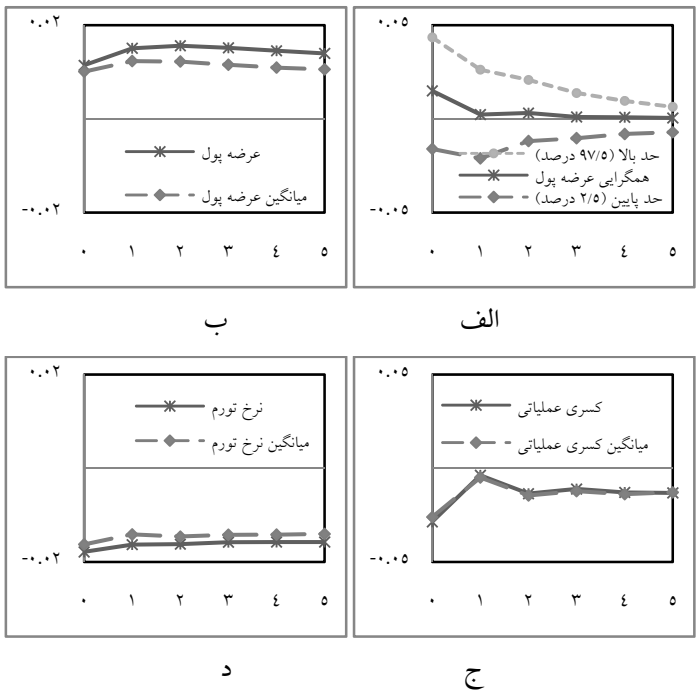
نمودار ۴: واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته به تکانه نرخ تورم

توضیح: حدهای بالا و پایین و میانگین‌ها (خط چین‌ها) با ۲۰۰۰۰ تکرار شبیه‌سازیِ بوت‌استرپ بدست آمده است.

منبع: محاسبات تحقیق

[1]. Oilvera-Tanzi

نمودارهای ۵ آثار تکانه تولید غیر نفتی را نشان می‌دهند. در اثر این تکانه، عرضه پول افزایش می‌یابد، در حالی که نرخ تورم کاهش می‌یابد. این شواهد مطابق انتظار نظری است. اگر نقدینگی همگام و متناسب با تولید افزایش یابد، موجب افزایش قیمت‌ها نمی‌شود. بنابراین مطابق نتایج بلندمدت و کوتاه‌مدت قبلی (جدول ۴)، ارتباط مستقیم تولید و نقدینگی مجدداً تأیید می‌شود. کسری عملیاتی نیز یک کاهش را تجربه می‌کند که با افزایش درآمدهای مالیاتی قابل توضیح است.



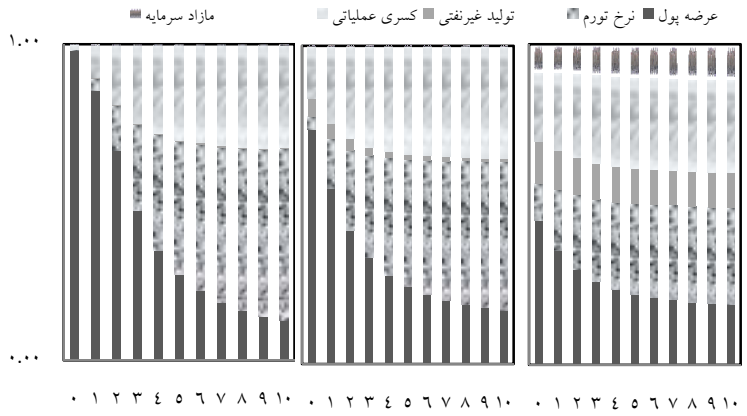
نمودار ۵: واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته به تکانه تولید غیر نفتی

توضیح: حدهای بالا و پایین و میانگین‌ها (خط چین‌ها) با ۲۰۰۰۰ تکرار شبیه‌سازیِ بوت‌استرپ بدست آمده است.

منبع: محاسبات تحقیق

سرانجام نتایج تجزیه واریانس نقدینگی در نمودارهای ۶ آمده است. بر این اساس، در بلندمدت تورم و کسری بودجه عملیاتی بیشتر از سایر متغیرها تعیین‌کننده جریان نقدینگی بوده‌اند؛ به طوری که ۱۵ تا ۵۸ درصد نوسانات نقدینگی از طریق تغییرات تورم و ۱۸ تا ۳۶ درصد آن از طریق

تغییرات کسری بودجه عملیاتی توضیح داده شده است. این نتیجه همانند یافته‌های قبلی، شاهدی بر درون‌زایی و کنترل‌پذیریِ پایین نقدینگی در اقتصاد ایران است.



الف ب ج

نمودار ۶: تجزیه واریانس تعمیم‌یافته عرضه اسمی پول

توضیحات: از چپ شامل بیشترین مقادیر (۹۷/۵ درصد)، برآورد نقطه‌ای و کمترین مقادیر (۲/۵ درصد) است. بیشترین و کمترین با ۲۰۰۰ شبیه‌سازیِ بوت‌استرپ بدست آمده است.

منبع: محاسبات تحقیق

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

کسری بودجه مزمن و تسلط مالی دولت بر بخش پولی از مشخصه‌های اقتصاد ایران در سال‌های بعد از انقلاب بوده که از دلایل اصلی تورم در اقتصاد ایران محسوب می‌شود. ساختار درآمدی متکی به نفت، تحقق نیافتن نظام بودجه‌ای مبتنی بر مالیات و ساختار مخارجی نامناسب موجب ایجاد و تداوم کسری بودجه شده است. تأمین این کسری‌های پی‌درپی، هم‌سازی سیاست‌های پولی بانک مرکزی با سیاست‌های بودجه‌ای دولت و استفاده بی‌رویه از حق‌الضرب را به همراه داشته است. این فرآیند مالی- پولی موجب افزایش مداوم و قابل توجه نقدینگی شده که آن نیز تورم دو رقمی و مزمن را ایجاد کرده است.

بنابراین تمرکز بر سیاست پولی برای موفقیت در مهار تورم کافی نیست و لازم است واکنش عرضه پول به وضعیت بودجه دولت مورد ارزیابی قرار گیرد. بر همین اساس، مقاله حاضر تأثیر ساختار کسری بودجه بر نقدینگی را بررسی می‌کند. این مقاله ضمن برآورد تابع واکنش بانک

مرکزی در قالب مدل VARX تلاش می‌کند به دو سؤال زیر پاسخ دهد: آیا تصمیمات دولت در مورد بودجه عملیاتی موجب تغییرات نقدینگی می‌شود؟ آیا شوک‌های مازاد تراز سرمایه که عمدتاً منعکس‌کننده تحولات نفتی اقتصاد ایران است، موجب تغییرات نقدینگی می‌شود؟

خلاصه یافته‌های تحقیق بدین صورت است، کسری بودجه عملیاتی در بلندمدت و کوتاه‌مدت ارتباط مستقیم و معنی‌داری با نقدینگی دارد. به علاوه مشخص می‌شود که در بلندمدت، ۱۵ تا ۵۸ درصد نوسانات نقدینگی از طریق تغییرات تورم و ۱۸ تا ۳۶ درصد آن از طریق تغییرات کسری بودجه عملیاتی قابل توضیح است. بنابراین همان‌طور که نظریه‌های چند دهه اخیر تأکید کرده‌اند، موفقیتِ سیاست پولی در مهار تورم نیازمند انضباط مالی دولت در بودجه عملیاتی است. در مقابل، شواهد قوی مبنی بر تأثیر مثبت مازاد تراز سرمایه بر نقدینگی در کوتاه‌مدت یا بلندمدت به دست نمی‌آید.

بر اساس نتایج بالا، تغییرات کسری بودجه کل و نقدینگی الزاماً هم‌جهت نیستند. افزایش کسری بودجه کل از طریق افزایش کسری بودجه عملیاتی موجب افزایش نقدینگی می‌شود، در حالی که تغییرات کسری بودجه ناشی از مازاد تراز سرمایه احتمالاً تأثیر چندانی نخواهد داشت. بنابراین کسری بودجه عملیاتی - و نه الزاماً کسری بودجه کل یا مازاد تراز سرمایه- در کوتاه‌مدت و بلندمدت محرک اصلی تغییرات نقدینگی است و تکانه‌های بازار نفت فی نفسه تأثیر دائمی بر نقدینگی ندارند.

بر اساس یافته‌های مقاله، برای تضمین موفقیت در دستیابی به نرخ تورم تک‌رقمی در ایران، می‌باید ملاک سیاست‌گذاری دولت از «کسری بودجه» به «کسری بودجه عملیاتی» تغییر یابد. بر این اساس، سیاست‌گذاران ایران باید توجه خود را به اصلاح نظام مالیاتی و کاهش مخارج جاری معطوف کنند. این یافته‌ی سیاستی تأکید دارد که روش‌های غیر مالیاتی (مثلا استقراض خصوصی) برای تأمین کسری بودجه مناسب نیستند چرا که حتی در اقتصادهای با مقام پولیِ مستقل ممکن است در بلندمدت موجب افزایش تورم شوند. به همین دلیل است که کلاسیک‌های جدید -مانند سارجنت- بر اِعمال قواعد سختگیرانه مالی و توازن ادواری بودجه عملیاتی تأکید می‌کنند. بدین منظور به چند مورد زیر به عنوان مبنای قاعده‌گذاری برای بودجه عملیاتی اشاره می‌شود:

۱- حاکمیت اصل تقدمِ درآمد بر مخارج در بودجه‌نویسی تراز عملیاتی

- لزوم ایجاد یک واحد درآمد دائمی قبل از هر واحد افزایش مخارج جاری

۲- تدوین راهنمای صادقانه و دوراندیشانه بودجه عملیاتی در یک سند فرادست و لازم‌الاجرا

- تعیین سقف برای نسبت بدهی حاصل از کسری بودجه عملیاتی
- سنجش مداومِ پایداری مالی بودجه عملیاتی بدون لحاظ درآمدهای نفتی، حق‌الضرب و سرکوب مالی

۳- کاهش سلطه بودجه دولت بر بخش پولی از طریق

- حذف تبصره‌های تکلیفی- تحمیلی قوانین بودجه بر سیستم بانکی (وام‌دهی ترجیحی و ...)
- ساماندهی بازار بدهی به منظور ایجاد مکانیسمی برای تأثیر صکوک بر بازده بازار
- محدود کردن عملکرد بانک مرکزی به بازار ثانویه اوراق بهادار (و نه بازار اولیه).

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. اسلامی بیدگلی، غلامرضا. محمودی، وحید. و سبحانی، سید محسن (۱۳۹۱). "بررسی رابطه بین کسری بودجه دولت، نقدینگی و تورم در ایران طی سال‌های ۵۷ تا ۸۷". دانش حسابرسی **۱۲**(۴۸): ۱۳۳-۱۱۱.

۲. بیابانی، جهانگیر. ابوالحسنی هستیانی، اصغر. مهرگان، نادر. و حسنوند، داریوش (۱۳۹۳). "بررسی درون‌زایی عرضه پول ایران (رویکرد آزمون مستقیم)". مطالعات اقتصادی کاربردی ایران **۳**(۱۲):۲۵۵-۲۳۳.

۳. تقی‌پور، انوشیروان (۱۳۸۰). "بررسی ارتباط بین کسری بودجه، رشد پول و تورم در ایران: به روش معادلات همزمان". مجله برنامه و بودجه ۶۵ و ۶۶: ۱۰۵-۱۳۲.

۴. درگاهی، حسن. و شربت اوغلی، رؤیا (۱۳۸۹). "تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه". تحقیقات اقتصادی **٤٥**(۹۳): ۲۷-۱.

۵. صباغ کرمانی، مجید. موسوی نیک، سید هادی. یاوری، کاظم. و باقری پرمهر، شعله (۱۳۹۳). "بررسی اثر حاکمیت مالی بر نرخ تورم اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویایی تصادفی (DSGE)". پژوهشهای اقتصادی **١٤**(۱): ۲۶-۱.

۶. صمیمی، عسکر (۱۳۷۶). *تأثیر کسری بودجه دولت بر رشد حجم پول و تورم در اقتصاد ایران (۱۳۶۰:۱-۱۳۷۴:۴)*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

۷. علوی‌راد، عباس (۱۳۸۵). "بررسی کسری بودجه و فرآیند تورمی در ایران با کاربرد رویکرد VAR". اطلاعات سیاسی-اقتصادی ۲۲۶: ۲۶۷-۲۵۸.

۸. فرزین‌وش، اسدا.... اصغرپور، حسین. و محمودزاده، محمود (۱۳۸۲). "بررسی اثر تورم بر کسری بودجه از بعد هزینه‌ای و درآمدی در ایران". تحقیقات اقتصادی ۶۳: ۱۵۰-۱۱۵.

۹. فرزین‌وش، اسدا.... و رحمانی، تیمور (۱۳۷۹). "درون‌زایی عرضه پول و تأثیر فشارهای هزینه‌ای بر آن در اقتصاد ایران". تحقیقات اقتصادی **٥٦**(۷۹): ۱۱۱-۸۳.

۱۰. قبادی، سارا. و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). "تبیین رابطه میان سیاست پولی- ارزی و بدهی دولت و تأثیر آن بر تورم و رشد اقتصادی در ایران". مطالعات اقتصاد بین‌الملل **۲۱**(۳۷): ۲۱-۱.

۱۱. کمیجانی، اکبر. و توکلیان، حسین (۱۳۹۰). "تحلیل و آزمون عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذار پولی بانک مرکزی". تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی ۶: ۴۲-۱۹.

۱۲. کمیجانی، اکبر. و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). "سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران". تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی ۸: ۱۱۷-۸۷.

۱۳. لامعی، بهزاد (۱۳۸۴). "نگاهی به تعاریف کسری بودجه و روند آن در ایران دوره ۱۳۵۸-۸۲". مجلس و پژوهش **۱۲**(۴۷): ۱۰۴-۶۱.

۱۴. محمدزاده، پرویز (۱۳۸۷). "بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در ایران". پژوهشنامه اقتصادی (۲۸): ۷۲-۴۱.

۱۵. مشیری، سعید. باقری پرمهر، شعله. و موسوی نیک، سید هادی (۱۳۹۰). "بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویایی تصادفی پویا". پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **۲**(۵): ۹۰-۶۹.

۱۶. هژبر کیانی، کامبیز. و حلافی، حمیدرضا (۱۳۸۰). "بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در اقتصاد ایران: کاربرد روش‌های جوهانسن-جوسیلیوس و خودبازگشتی با وقفه توزیعی". مجله برنامه و بودجه ۶۰ و ۶۱: ۴۰-۳.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Aisen, A. and Hauner, D. (2013). "Budget Deficits and Interest Rates: A Fresh Perspective". Applied Economics 45: 2501-2510.
2. Aisen, A. and Veiga, F. J. (2008). "The Political Economy of Seigniorage". Journal of Development Economics 87: 29-50.
3. Aktas, Z., Kaya, N. and Özlale, Ü. (2010). "Coordination between Monetary Policy and Fiscal Policy for an Inflation Targeting Emerging Market". Journal of International Money and Finance 29: 123-138.
4. Bajo-Rubioa, O., Díaz-Roldána, C. and Esteveb, V. (2014). "Sustainability, and Monetary versus Fiscal Dominance: The Case of Spain, 1850–2000". Journal of Policy Modeling 36: 924-937.
5. Berument, H. (1998). "Central Bank Independence and Financing Government Spending". Journal of Macroeconomics **20**(1): 133-151.
6. Bhattacharya, J., Haslag, J. H. and Russell, S. (2003). "Monetary Policy, Fiscal Policy, and the Inflation Tax: Equivalence Results". Macroeconomic Dynamics 7: 647-669.
7. Bohn, F. (2006). "Eliminating the Inflationary Finance Trap in a Politically Unstable Country: Domestic Politics vs. International Pressure". Economics & Politics **18**(1): 71-94.

8. Bywaters, D.S., and Thomas, D.G. (2011). "Real Money Demand and Supply Meets Federal Debt". Applied Economics Letters 18: 1189-1193.
9. Catao, L. A. V., and Terrones, M. E. (2005). "Fiscal Deficits and Inflation". Journal of Monetary Economics **52**(3): 529-554.
10. Cheung, Y.W. and Lai, K.S. (1993). "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration". Oxford Bulletin of Economics and Statistics **55**(3): 313-328.
11. Click, R.W. (1998). "Seigniorage in a Cross-Section of Countries". Journal of Money, Credit and Banking **30**(2): 154-171.
12. De Haan, J. and Zelhorst, D. (1990). "The Impact of Government Deficits on Money Growth in Developing Countries". Journal of International Money and Finance **9**(4): 455-469.
13. Fischer, S., Sahay, R. and Végh, C. A. (2002). "Modern Hyper- and High Inflations". Journal of Economic Literature **XL**(3): 837-880.
14. Garratt, A., Lee, K. C., Pesaran, M. H. and Shin, Y. (2003). "A Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK". Economic Journal **113**(487): 412-455.
15. Garratt, A., Lee, K. C., Pesaran, M. H. and Shin, Y. (2006). *Global and National Macroeconometric Modelling: A Long-Run Structural Approach*, OUP Catalogue, Oxford University Press.
16. Ghartey, E. E. (2001). "Macroeconomic Instability and Inflationary Financing in Ghana". Economic Modelling 18: 415-433.
17. Hamburger, M. J. and Zwick, B. (1981). "Deficits, Money and Inflation". Journal of Monetary Economics 7: 141-150.
18. Hamburger, M. J. and Zwick, B. (1982). "Deficits, Money and Inflation: Reply". Journal of Monetary Economics 10: 279-283.
19. Koop, G., Pesaran, M. H. and Potter, S. M. (1996). "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models". Journal of Econometrics **74**(1): 119-147.
20. Kwon, G., McFarlane, L. and Robinson, W. (2009). "Public Debt, Money Supply and Inflation: a Cross-Country Study". IMF Staff Papers **56**(3): 476-515.
21. Lee, K. and Pesaran, M. H. (1993). "Persistence Profiles and Business Cycle Fluctuations in a Disaggregated Model of UK Output Growth". Ricerche Economiche 47: 293-322.
22. Levy, M. D. (1981). "Factor Affecting Monetary Policy in an Era of Inflation". Journal of Monetary Economics **8**(3): 351-373.
23. Levy, M. D. (2006). "Sound Monetary Policy, Credibility, and Economic Performance". Cato Journal **26**(2): 231-242.

24. Lin, H.Y. and Chu, H. P. (2013). "Are Fiscal Deficits Inflationary?". Journal of International Money and Finance 32: 214-233.
25. Niepelt, D. (2004). "The Fiscal Myth of the Price Level". The Quarterly Journal of Economics **119**(1): 276-299.
26. Niskanen, W. A. (1978). "Deficits, Government Spending, and Inflation: What is the Evidence?". Journal of Monetary Economics 4: 591-602.
27. Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". Economics Letters **58**(1): 17-29.
28. Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1996). "Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium". Journal of Econometrics 71: 117-43.
29. Pesaran, M. H., and Shin, Y. (2002). "Long-Run Structural Modelling". Econometric Reviews **21**(1): 49-87.
30. Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2000). "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables". Journal of Econometrics 97: 293-343.
31. Pesaran, M. H. and Smith, R. P. (1998). "Structural Analysis of Cointegrating VARs". Journal of Economic Surveys **12**(5): 471-505.
32. Protopapadakis, A. A. and Siegel, J. J. (1987). "Are Money Growth and Inflation Related to Government Deficits? Evidence from Ten Industrialized Economies". Journal of Institutional Money and Finance 6: 31-48.
33. Ruge-Murcia, F. J. (1999). "Government Expenditure and the Dynamics of High Inflation". Journal of Development Economics (58): 333-358.
34. Sargent, T. J. and Wallace, N. (1981). "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic". Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review 5(fall).
35. Sikken, B. J. and De Haan, J. (1998). "Budget Deficits, Monetization, and Central-Bank Independence in Developing Countries". Oxford Economic Papers **50**(3): 493-511.
36. Taylor, J. B. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice". Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy 39, Dec.: 195-214.

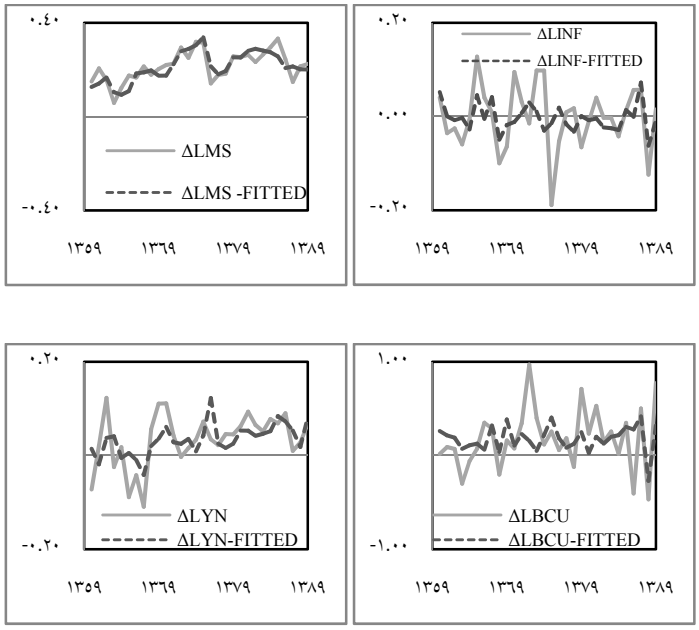
پیوست

جدول ۱ پیوست: مدل تصحیح خطای برداری کوتاه‌مدت

معادله	ضرایب تعدیل و متغیرهای برون‌زای ضعیف ناپایا						آزمون‌های تشخیصی				
	ΔLMS_{-1}	$\Delta LINF_{-1}$	ΔLYN	$\Delta LBCU$	$\Delta LBCA$	ξ_{1t}	ناهمبستگی	تصریح	نرمالیتی	همسانی	$\bar{R}^2$
ΔLMS	۰/۲۶*	۰/۰۴	۰/۳۲*	۰/۰۷***	−۰/۰۰۱	−۰/۳۶***	۰/۸۴	۳/۱۶*	۰/۲۶	۰/۶۹	۰/۵۸
	(۰/۱۳)	(۰/۱۲)	(۰/۱۶)	(۰/۰۲)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۷)					
$\Delta LINF$	۰/۲۸	۰/۰۳	−۰/۲۹	۰/۰۳	−۰/۰۰۱	۰/۱۶	۰/۰۴	۰/۴۵	۱/۱۰	۰/۳۸	۰/۰۲
	(۰/۲۱)	(۰/۲۱)	(۰/۲۷)	(۰/۰۴)	(۰/۰۰۱)	(۰/۱۲)					
ΔLYN	۰/۳۳*	−۰/۲۷*	۰/۲۱	−۰/۰۲	−۰/۰۰۱	−۰/۰۴	۰/۰۲	۸/۳۷***	۱/۴۵	۱/۰۰	۰/۱۹
	(۰/۱۸)	(۰/۱۵)	(۰/۱۹)	(۰/۰۴)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۴)					
$\Delta LBCU$	۱/۴۶	۰/۵۱	−۰/۴۹	−۰/۳۴	۰/۰۱***	−۰/۰۶	۴/۷۸**	۰/۷۸	۲/۵۰	۰/۰۵	۰/۰۱
	(۱/۱۲)	(۰/۶۸)	(۰/۹۲)	(۰/۲۷)	(۰/۰۰۳)	(۰/۲۱)					

توضیحات: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند. آماره آزمون‌ها، آماره چی دو هستند. ***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

منبع: محاسبات تحقیق



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۱ پیوست: قدرت برازشِ متغیرها

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هفدهم، بهار و تابستان ۱۳۹۶

بررسی اثرات حذف یارانه نان بر تقاضای گروه‌های کم‌درآمد و با درآمد بالا در مناطق شهری ایران

حسن فرازمند[۱]
سیده مهشید ناطقی شاه رکنی[۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۴/۱۵

چکیده

هدف اصلی در این تحقیق پاسخ دادن به این سؤال است که آیا نحوه‌ی عکس‌العمل گروه‌های درآمدی پایین و بالا ناشی از حذف یارانه نان به یک صورت است یا خیر؟ این کار با استفاده از داده‌های ترکیبی سالیانه‌ی ۱۳۹۳-۱۳۷۶ برای گروه‌های درآمدی پایین و بالا با استفاده از تابع تقاضای AIDS و روش برآورد سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط (SUR) صورت گرفته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نان برای هر دو گروه کم‌درآمد و با درآمد بالا کالایی کم‌کشش و ضروری است. به‌طوری‌که با افزایش ۱۰۰ درصدی قیمت نان، گروه کم‌درآمد ۴۸ درصد و گروه با درآمد بالا ۲۵ درصد از تقاضای خود را کاهش می‌دهند. بررسی کشش متقاطع برای گروه‌های کم‌درآمد نشان می‌دهد که غلات کالایی جانشین، آرد و رشته کالایی تقریباً مستقل و غذای خارج از خانه کالایی مکمل برای نان است و کشش متقاطع برای گروه‌های با درآمد بالا نشان می‌دهد که غلات و غذای خارج از خانه کالایی جانشین و آرد و رشته کالایی تقریباً مستقل برای نان است. از دیگر نتایج تحقیق این است که گروه کم‌درآمد و با درآمد بالا نسبت به افزایش قیمت غلات و آرد و رشته حساسیت زیادی از خود نشان می‌دهند.

واژگان کلیدی: تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS)، کم‌درآمد، با درآمد بالا، SUR، داده‌های ترکیبی.

Keywords: AIDS, Panel Data, SUR, Low-Income, High-Income, Urban Area.

JEL Classification: D1, D12, C01, C23, C51.

[۱]. دانشیار اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز

[۲]. کارشناس ارشد، دانشگاه آزاد واحد اهواز

(*- نویسنده مسئول: Email: smn.shahrokni@gmail.com)

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.17.173

۱- مقدمه

یکی از مسائلی که سیاست‌گذاران با آن مواجه‌اند، چگونگی برخورد با وضعیت سوء تغذیه در اقشار آسیب‌پذیر است و بررسی تابع تقاضا و کشش‌های آن یکی از همین موارد می‌باشد. اما یکی از ایرادات برآورد تابع تقاضای کالاها به‌صورت کل و بدون در نظر گرفتن هر نوع از گروه‌های درآمدی، به دست آمدن کشش‌ها و ضرایبی است که به‌صورت کلی به جامعه تعمیم داده می‌شود درحالی‌که هر گروه و یا به صورت جزءتر هر فرد یک درآمد به خصوص داشته و تقاضای منحصر به فرد خود را دارا است. یکی از روش‌های جایگزین، برآورد تابع تقاضا برای گروه‌های درآمدی و به‌طور خاص سه گروه کم‌درآمد، درآمد متوسط و با درآمد بالا است. یکی از مسائل مهمی که امروزه توجه تحلیل‌گران اقتصادی و عامه مردم را به خود جلب کرده، مسئله برخورد دولت با یارانه نان است که اثر خود را بر قیمت نان به‌جای می‌گذارد. با توجه به اینکه نان یک کالای حیاتی برای مردم محسوب می‌شود، همیشه این پرسش مطرح می‌شود که نان برای گروه‌های کم‌درآمد نسبت به گروه‌های با درآمد بالا از اهمیت بالاتری برخوردار است و چرا حذف یارانه نان بر گروه‌های کم‌درآمد فشار بالاتری وارد می‌آورد و لذا اصولاً چرا چنین سیاستی اتخاذ می‌شود؟ بنابراین، پرسشی که در این تحقیق مطرح می‌شود این است که آیا رفتار عکس‌العملی گروه‌های کم‌درآمد و با درآمد بالا با حذف یارانه نان یکسان و در یک جهت است؟ برای این منظور در این تحقیق با بررسی رفتار عکس‌العملی گروه‌های کم‌درآمد و با درآمد بالا و مقایسه‌ی حساسیت این گروه‌ها، سعی شده است که با محاسبه کشش‌های درآمدی و قیمتی در گروه‌های کم‌درآمد و با درآمد بالا به این پرسش اساسی پاسخ داده شود. این کار با استفاده از داده‌های ترکیبی سالیانه‌ی ۱۳۹۳-۱۳۷۶ برای گروه‌های درآمدی پایین و بالا با استفاده از تابع تقاضای AIDS و روش برآورد سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط (SUR) صورت می‌گیرد. بدین منظور مقاله در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه در بخش دوم چارچوب نظری تحقیق و پیشینه مطالعات تحقیق ارائه شده است. در بخش سوم روش تحقیق (معرفی روش SURE و متغیرهای مورد استفاده) بیان می‌شود. در بخش چهارم برآورد مدل انجام شده، در بخش پنجم نتیجه‌گیری و در نهایت در بخش ششم توصیه‌های سیاستی ارائه شده است. مطابق با شماره گذاری بخش‌ها تغییر نکرده، لطفا اصلاح شود.

۲- مروری بر وضعیت یارانه در ایران

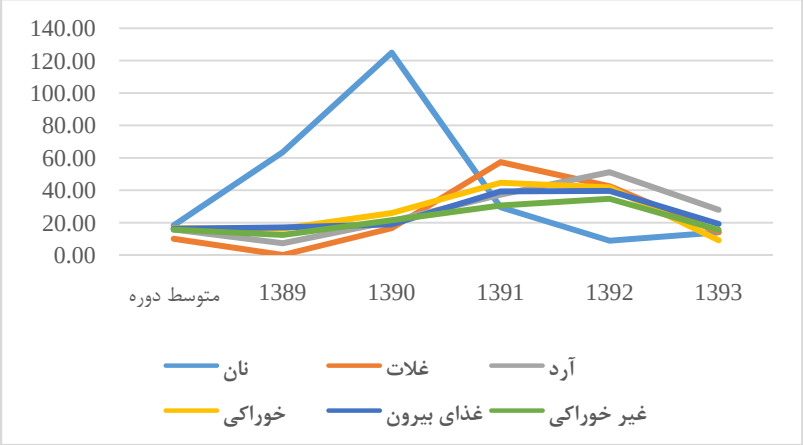
نان یکی از مهم‌ترین اقلام مصرفی در سبد کالاهای مصرفی خانوارهای ایرانی به شمار می‌رود که بالاترین حجم یارانه به این کالا اختصاص پیدا می‌کند. هم‌زمان با مرحله اول هدفمندی یارانه‌ها در سال ۱۳۸۹، قیمت نان افزایش یافت که دولت دهم بابت آن، رقم یارانه نقدی را ۵ هزار تومان افزایش داد. طبق تصمیمات دولت دهم، یارانه نقدی به ازای هر نفر ۴۵ هزار و ۵۰۰ تومان تعیین شد که ۴۰۵۰۰ تومان مربوط به یارانه انرژی و ۵۰۰۰ تومان مربوط به یارانه نان بود. با کنار رفتن دولت دهم، ادامه هدفمندی یارانه‌ها در دستور کار دولت جدید قرار گرفت. بدین ترتیب دولت یازدهم از ابتدای اردیبهشت ۱۳۹۳، مرحله دوم هدفمندی یارانه‌ها را با افزایش قیمت حامل‌های انرژی آغاز کرد اما افزایش قیمت نان را به تأخیر انداخته بود. با تصمیم دولت یازدهم از آذرماه ۱۳۹۳ قیمت نان در کشور ۳۰ درصد افزایش یافت. در جدول (۱) شاخص قیمت گروه‌های نان، غلات، آرد، غذای بیرون، خوراکی‌ها و غیر خوراکی‌ها نشان داده شده است.

جدول ۱: شاخص قیمت گروه‌های کالایی

	نان	غلات	آرد	غذای بیرون	خوراکی	غیر خوراکی
۱۳۷۶	۱	۱	۱	۱	۱	۱
۱۳۷۷	۱/۴۸۳	۱/۴۸۳	۱/۴۸۳	۱/۲۴۴	۱/۲۴۵	۱/۱۸۱
۱۳۷۸	۱/۸۲۴	۱/۸۲۴	۱/۸۲۴	۱/۵۲۱	۱/۵۲۸	۱/۴۱۸
۱۳۷۹	۱/۷۸۶	۱/۷۸۶	۱/۷۸۶	۱/۶۵۵	۱/۶۶۴	۱/۵۹۷
۱۳۸۰	۲/۰۴۵	۱/۹۱۱۱	۱/۸۸۴	۱/۷۷۸	۱/۷۸۵	۱/۷۷۹
۱۳۸۱	۲/۲۴۳	۲/۰۹۶	۲/۱۶۱	۲/۱۲۱	۲/۱۳۱	۲/۰۶
۱۳۸۲	۲/۵۹۵	۲/۳۶۴	۲/۳۷۱	۲/۴۵	۲/۴۶	۲/۳۸۲
۱۳۸۳	۲/۸۸۳	۲/۶۵۱	۲/۵۴۷	۲/۸	۲/۸۰۹	۲/۷۴۴
۱۳۸۴	۳/۲۰۹	۲/۹۰۲	۲/۸۶۸	۳/۰۹۴	۳/۱۰۱	۳/۰۷۶
۱۳۸۵	۳/۴۵۶	۲/۹۰۲	۳/۱۸۱	۳/۴۱۹	۳/۵۰۷	۳/۴۴۲
۱۳۸۶	۴/۱۹۹	۲/۹۰۲	۳/۷۸۵	۴	۴/۲۶۸	۴/۰۷۵
۱۳۸۷	۵/۴۱۷	۲/۹۰۲	۴/۹۸۵	۵/۱۶	۵/۵۵۷	۵/۱۱
۱۳۸۸	۷/۰۱	۲/۹۰۲	۵/۳۷۸	۵/۹۸	۶/۱۰۷	۵/۶۶۲
۱۳۸۹	۱۱/۴۶۱	۲/۹۰۲	۵/۷۶۶	۶/۹۹۷	۷/۰۹۷	۶/۳۶۴
۱۳۹۰	۲۵/۷۸۷	۳/۳۸۱	۶/۹۷۱	۸/۳۲	۸/۹۳۵	۷/۷۳۲
۱۳۹۱	۳۳/۳۹۴	۵/۳۱۹	۹/۵۶۴	۱۱/۵۸۹	۱۲/۹۲	۱۰/۰۹۱
۱۳۹۲	۳۶/۳۳۳	۷/۵۷۴	۱۴/۴۵۱	۱۶/۱۷۸	۱۸/۳۰۷	۱۳/۵۹۲
۱۳۹۳	۴۱/۳۸۳	۸/۶۴۲	۱۸/۴۸۳	۱۹/۲۸۵	۱۹/۹۷۳	۱۵/۷۱۲

مأخذ: بانک مرکزی ایران، شاخص‌های قیمت

همان‌طور که مشخص است، از سال ۸۹ به بعد یک جهش قابل ملاحظه در شاخص قیمت نان نسبت به سایر گروه‌ها مشاهده می‌شود. این بررسی نشان می‌دهد که در دو سال اول هدفمندی قیمت نان به ترتیب ۶۴ و ۱۲۵ درصد افزایش داشته که در تمام طول دوره بی‌سابقه است. در این دوره غلات با افزایش ۱۶ و ۵۷ درصدی بعد از نان بالاترین تورم را نشان می‌دهد. نمودار ۱ وضعیت تورم گروه‌های کالایی را در سال‌های هدفمندی نسبت به متوسط دوره نشان می‌دهد.



نمودار ۱: وضعیت رشد قیمت‌های گروه‌های کالایی مورد بررسی

مأخذ: بانک مرکزی ایران، شاخص‌های قیمت

۳- سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی

مدل‌های مبتنی بر اقتصاد خرد، بر اساس مبانی نظری رفتارهای مصرف‌کننده بنا شده‌اند. این مدل‌ها شکل دستگاهی توابع تقاضاست و در واقع به مسئله تخصیص کل بودجه مصرف‌کننده به یک مجموعه از کالاهای مختلف مربوط می‌شود و از طریق حداکثر کردن تابع مطلوبیت با توجه به قید بودجه مصرف‌کننده به دست می‌آید. تابع تقاضا از طریق این مسئله‌ی بهینه‌سازی مقید استنتاج می‌شود. درصورتی‌که تابع مطلوبیت به‌عنوان تابع هدف، مشروط بر محدودیت بودجه حداکثر شود، تابعی به دست می‌آید که به آن تابع تقاضای معمولی یا مارشالی گفته می‌شود. این تابع نشان‌دهنده مقدار کالایی است که با توجه به قیمت‌های مختلف آن کالا و درآمد شخص خریده می‌شود. با فرض ثابت بودن قیمت کالاهای مرتبط، درآمد و سلیقه مصرف‌کنندگان، قانون تقاضا به این معنی است که مقدار تقاضا برای یک کالا تابعی نزولی از قیمت آن کالا است (هندرسون و

کوانت، ۱۳۸۱: ۳۵-۳۲). با توجه به این مطلب که نحوه‌ی تعریف از تابع مطلوبیت می‌تواند متفاوت باشد، توابع تقاضای گوناگونی تاکنون معرفی شده است که سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل یکی از آن‌ها است. دیتون و مولبائر[1] (۱۹۸۰)، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را بر مبنای طبقه‌بندی خاصی از ترجیح‌های جمع‌پذیر با عنوان لگاریتم خطی تعمیم‌یافته مستقل از قیمت[2] (PIGLOG) بنا نهادند. این کار در زمینه‌ی معرفی قیمت مستقل تعمیم داده شده‌ی خطی[3] (PIGL) و بر اساس شکلی خاص از تابع مخارج مصرفی به صورت لگاریتمی توسعه داده شده است. تابع PIGLOG عبارت است از:

$$\ln e(u, p) = (1-u).\ln\{a(p)\} + (u).\ln\{b(p)\} \qquad (۱)$$

در این رابطه، فرض بر آن است که u بین صفر و یک می‌باشد که صفر بیانگر زندگی در حداقل معیشت و یک بیانگر حد اعلای لذت از زندگی است. $a(p)$ نشان‌دهنده هزینه معیشت و $b(p)$ نشان‌دهنده هزینه رفاه است که به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k.\ln p_k + \frac{1}{2}\sum_k\sum_j \gamma_{kj}^{*}.\ln p_k.\ln p_j \qquad (۲)$$

$$\ln b(p) = \ln a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \qquad (۳)$$

بنابراین رابطه هزینه سیستم $AIDS$ به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\ln e(u, p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k.\ln p_k + \frac{1}{2}\sum_k\sum_j \gamma_{kj}^{*}.\ln p_k.\ln p_j + u.\beta_0.\prod_k p_k^{\beta_k} \qquad (۴)$$

که در آن α_i، β_i و γ^{*} پارامتر هستند. به راحتی می‌توان بررسی کرد که $e(u, p)$، برحسب p همگن خطی است. اگر $\sum_j \gamma_{kj}^{*} = \sum_k \gamma_{kj}^{*} = \sum_j \beta_j = 0$ و $\sum_i \alpha_i = 1$ باشد، آنگاه با استفاده از لم شفارد[4]، می‌توان از تابع $e(u, p)$، تقاضای کالاهای مختلف را استخراج کرد. بر

---

1. Deaton and Muellbur (1980)
2. Price Independent Generalized Logarithm (PIGLOG)
3. Price Independent Generalized Linear (PIGL)
4. Shephard's Lemma

اساس لم شفارد رابطه $\frac{\partial e(u,p)}{\partial p_i} = q_i$ است که اگر طرفین در $\frac{p_i}{e(u,p)}$ ضرب شوند، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial \ln e(u,p)}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i q_i}{e(u,p)} = w_i \qquad (۵)$$

که در آن w_i سهم بودجه‌ای کالای i ام است. بنابراین اگر از رابطه (۵) به‌صورت لگاریتمی مشتق گرفته شود، در آن صورت، طرف راست w_i به دست می‌آید:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i . u . \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \qquad (۶)$$

که در آن:

$$\gamma_{ij} = \frac{1}{2}(\gamma_{ij}^{*} + \gamma_{ji}^{*}) \qquad (۷)$$

از دید مصرف‌کننده‌ای که مطلوبیت خود را حداکثر می‌کند، کل مخارج m برابر با $e(u,p)$ است و این برابری می‌تواند u را به‌صورت تابعی از p و m نشان دهد که همان تابع غیر مستقیم است. اگر این کار برای رابطه‌ی (۵) انجام و در (۷) جایگذاری گردد، آنگاه سهم مخارج کالای i ام، تابعی از p و m به دست می‌آید:

$$w_i = \alpha_i + \sum \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\{m/P\} \qquad (۸)$$

که در آن:

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k . \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{kj} . \ln p_k . \ln p_j \qquad (۹)$$

به این تابع، تقاضای $AIDS$ به شکل سهم بودجه‌ای آن گفته می‌شود که در آن روابط زیر برقرار است (دیتون، ۱۹۸۰):

$$\sum_{i=1}\alpha_i = 1 \quad \text{و} \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad \text{و} \quad \sum_i \beta_i = 0 \qquad \text{قید جمع‌پذیری} \qquad (۱۰)$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \qquad \text{قید همگنی}[۱] \qquad (۱۱)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \qquad \text{قید تقارن}[۲] \qquad (۱۲)$$

سیستم $AIDS$ به راحتی قابل تفسیر است. این سیستم نشان می‌دهد که در صورت نبود تغییر قیمت‌های نسبی و درآمدهای واقعی (مخارج واقعی)، سهم مخارج کالای مورد نظر نیز ثابت باقی می‌ماند. تغییر در مخارج واقعی از طریق β_i ها و تغییر در قیمت‌های نسبی از طریق α_iها بر سهم مخارج کالا اثر می‌گذارد. β_i ها برای کالاهای لوکس مثبت و برای کالاهای ضروری منفی و جمع آن‌ها صفر است. همچنین می‌توان نشان داد که سیستم معادلات $AIDS$ برای کل جامعه قابل تعمیم است. نکته مهم این سیستم آن است که با توجه به شاخص قیمت P معادله فوق بر حسب ضرایب غیر خطی بوده و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل غیر خطی ($NAIDS$)[۳] را تشکیل می‌دهد. لذا برای برآورد ضرایب، استفاده از روش‌های غیر خطی نیاز است که این موضوع خود نیازمند داشتن اطلاعات و آمار کافی است. در بیشتر مطالعات تجربی به جای استفاده از روش غیر خطی و شاخص واقعی P ، از شاخص استون به عنوان جانشین استفاده می‌شود. با این عمل، مدل به صورت سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی ($LAIDS$)[۴] تغییر شکل می‌دهد و توابع تقاضا به صورت توابعی خطی از قیمت‌ها و مخارج کل تبدیل می‌شود که می‌توان آن را با استفاده از روش‌های خطی، برآورد نمود. دیتون و مولبائر (۱۹۸۰) برای تبدیل سیستم تقاضای خودشان به یک سیستم خطی، شاخص استون[۵] را به صورت زیر معرفی کردند:

$$\log P = \sum_k w_k \log P_k \qquad (۱۳)$$

---

[۱]. همگن بودن ترجیحات مصرف‌کنندگان بیانگر این واقعیت است که مصرف‌کنندگان در مصرف گروه‌های کالایی دچار توهم پولی نیستند و تقاضایشان با افزایش متناسب قیمت‌ها و درآمد تغییر خواهد کرد. در حقیقت به این معنی است که این مصرف‌کنندگان به درآمد واقعی خود توجه دارند.

[۲]. تقارن داشتن در ترجیحات مصرف‌کنندگان به این معنی است که ارتباط بین کالاها به صورت دو طرفه همانند است. به عنوان مثال در صورتی که نان کالایی مکمل با گوشت و گوشت هم کالایی مکمل برای نان باشد، مصرف‌کننده در ترجیحات خود دارای تقارن است.

[3]. Nonlinear Almost Ideal Demand System

[4]. Linear Almost Ideal Demand System

[5]. Stone

از آن‌جا که نمی‌توان از نتایج برآورد پارامترهای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به صورت مستقیم تفسیر ارائه داد، از کشش‌های متناسب با این روش برای تفاسیر استفاده می‌شود؛ زیرا آلستون و چالفانت (۱۹۹۳)[1] نشان دادند که این روابط در عین سادگی نسبت به مقادیر واقعی از کمترین اریب برخوردار هستند. کشش‌های محاسبه شده در این تحقیق به صورت زیر تعریف می‌شوند:

الف) کشش قیمتی جبران نشده (مارشالی)

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_j}\right) - \beta_i\left(\frac{w_j}{w_i}\right) \qquad (۱۴)$$

در روابط فوق δ_{ij} نشان‌گر دلتای کرونکر[2] است که اگر $i \neq j$ باشد، برابر با صفر و اگر $i = j$ برابر با یک خواهد بود. اگر $\varepsilon_{ii} < ۰$ باشد کشش خود قیمتی مورد بررسی رابطه تقاضا را تأیید می‌کند. اگر $\varepsilon_{ij} < ۰$ باشد، بیانگر مکمل بودن کالاها و اگر $\varepsilon_{ij} > ۰$ باشد، بیانگر جانشین بودن کالاها است.

ب) کشش درآمدی

$$\eta_i = 1 + \left(\frac{\beta_i}{w_i}\right) \qquad (۱۵)$$

اگر $۰ < \eta < ۱$ باشد، کالا را نرمال ضروری، اگر $\eta > ۱$ باشد، کالا را نرمال لوکس، اگر $\eta = ۱$ باشد، کالا را با کشش واحد و اگر $\eta < ۰$ باشد، کالا را پست گویند.

۴- پیشینه‌ی مطالعات تحقیق

در سال ۱۹۸۰ دیتون و مولبائر سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خود را پیشنهاد کردند. در این تحقیق ابتدا کلیاتی در مورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل بیان می‌کنند و سپس به برآورد این مدل برای داده‌های سالانه هفت گروه از کالاهای تولید شده در انگلستان در دوره زمانی ۷۴-۱۹۵۴ می‌پردازند. در مرحله اول با استفاده از شاخص قیمت استون، مدل را برای هر یک از گروه کالاها به طور مجزا با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌کنند. نتایج در این مرحله نشان

[1]. Alston and Chalfant (1993)
[2]. Kronecker Delta

می‌دهد که خوراک و پوشاک کالاهای ضروری و سایر کالاها لوکس هستند. در مرحله دوم، به برآورد سیستم با استفاده از قید همگنی پرداختند. این محققان علت رد همگنی را، در نظر نگرفتن برخی از متغیرها می‌دانند. پس از آن‌ها تحقیق‌هایی زیادی با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل انجام گردید. در ادامه به برخی از تحقیق‌های خارجی و داخلی در این زمینه اشاره شده است.

۴-۱- پیشینه‌ی مطالعات خارجی

تالجارد[1] (۲۰۰۰)، توابع تقاضا برای انواع گوشت در کشور آفریقای جنوبی در دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۰ را با استفاده از سیستم‌های روتردام[2] و تقاضای تقریباً ایده‌آل برآورد کرده است. وادود[3] (۲۰۰۶)، برای تحلیل تقاضای انواع گوشت (گوشت گاو، گوشت مرغ و گوشت ماهی) در بنگلادش از تقاضای تقریباً ایده‌آل استفاده کرده است. بارنت و سک[4] (۲۰۰۷)، از میان مدل‌های مختلف برای تخمین تابع تقاضای مواد خوراکی، دو مدل روتردام و تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی و غیر خطی را با استفاده از روش مونت کارلو با هم مقایسه کرده‌اند. این مطالعه نشان می‌دهد، هنگامی‌که کشش جانشینی بین کالاهای مختلف نسبتاً بالاست، هر دو مدل خوب عمل می‌کنند. اگر کشش جانشینی بین کالاها خیلی زیاد است، مدل تقاضای تقریباً ایده‌آل نسبت به مدل روتردام برتری دارد. گبریگزیابهر و همکاران[5] (۲۰۱۰)، به بررسی تابع تقاضای سوخت در ۳۵۰ منطقه شهری اتیوپی با استفاده از تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل با روش پروبیت پرداخته‌اند. بویسن[6] (۲۰۱۲) به بررسی تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم[7] برای مواد خوراکی در کشور آگوندا در مناطق شهری و روستایی پرداخته است. در این مطالعه با استفاده از داده‌های مقطعی و با روش دو مرحله‌ای حداقل مربعات به برآورد پارامترهای مدل پرداخته شده است. همچنین از متغیرهای اجتماعی- جمعیتی با تأکید بر مواد خوراکی استفاده شده است.

---

1. Taljaard (2000)
2. Rotterdam
3. Wadud (2006)
4. Barnett and Seck (2007)
5. Gebreegziabher (2010)
6. Boysen (2012)
7. Quadratic Almost Ideal Demand System

۴-۲- پیشینه‌ی مطالعات داخلی

مطالعات داخلی زیادی در برآورد تابع تقاضا از تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل استفاده کرده‌اند. اما برآورد تابع تقاضای نان در تحقیقات داخلی و خارجی بسیار به ندرت صورت گرفته است. فراهانی نیک (۱۳۷۶)، ضمن بررسی مدل‌های غیر وابسته (یعنی اینکه خطای معادله مورد نظر با خطای معادله‌های رگرسیونی دیگر هم‌بسته نباشند) و مدل‌های همزمان (یعنی اینکه جریانی دو سویه از رابطه سببی بین متغیرها وجود داشته باشد، یعنی یک متغیر در عین تأثیرگذاری بر یک متغیر دیگر از آن نیز تأثیر پذیرد) با استفاده از انواع روش‌ها به برآورد پارامترهای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای سه کالای برنج، نان و سیب زمینی می‌پردازد. حجرگشت (۱۳۷۷)، تقاضای پنج گروه اصلی مواد خوراکی شامل غلات، گوشت‌ها، میوه‌ها و سبزیجات، لبنیات و تخم مرغ و خشکبار را با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برآورد کرده است. فخرایی و تارمست (۱۳۷۹)، با استفاده از اطلاعات سری زمانی ۷۰-۱۳۵۰، پارامترهای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را برای بررسی تقاضای گروهی از خوراکی‌ها در ایران با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری و روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای تکراری برآورد نمودند. خسروی نژاد (۱۳۸۰)، به برآورد تابع تقاضای نان با استفاده از داده‌های ترکیبی برای خانوارهای شهری ایران به تفکیک گروه‌های هزینه‌ای پرداخته است. این تحقیق با استفاده از مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی برآورد شده است. در مدل مورد بررسی این تحقیق، مخارج نان به عنوان متغیر وابسته و شاخص قیمت نان و کل مخارج مصرف‌کننده به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نان یک کالای ضروری است. صمدی (۱۳۸۳)، در تحلیلی انتقادی به برآورد تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل در خانوارهای شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویراحمد می‌پردازد. در این تحقیق نشان داده می‌شود در عین حالی که تابع تقاضای AIDS می‌تواند نتایج خوبی را برای تحلیل رفتار مصرفی نشان دهد، اگر از شاخص مناسب، روش مناسب تخمین و فرمول مناسبی برای محاسبه‌ی کشش استفاده نگردد می‌تواند به نتایج غیر قابل اعتماد منجر شود. محمد زاده (۱۳۸۴)، در تحقیقی با عنوان مقایسه مدل‌های تخصیصی مصرف‌کننده AIDS و CBS به برآورد تابع تقاضای خوراک برای پنج گروه نان و غلات، لبنیات و تخم مرغ، میوه و سبزیجات، گوشت و سایر خوراکی‌ها، با استفاده از داده‌های مخارج مصرفی خانوارهای شهری طی دوره ۸۰-۱۳۵۰ می‌پردازد. شکیبایی و همکاران (۱۳۸۵)، به برآورد کشش‌های تقاضای خدمات درمانی در سه گروه درآمدی کم، متوسط و بالا با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و روش رگرسیون‌های

به ظاهر نامرتبط برای داده‌های ادغام شده طی دوره ۸۰-۱۳۶۳ پرداخته‌اند. در این تحقیق برای بررسی اثر مقاطع به دلیل کم بودن میزان مقاطع مورد استفاده، از روش اثر ثابت استفاده شده است. فخرایی و نوروزی (۱۳۸۶)، در مطالعه‌ای مدل تصحیح خطای تقریب خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را برای انواع برنج شامل پاکستانی، تایلندی، سایر برنج‌های خارجی و برنج ایرانی طی دوره ۸۳-۱۳۶۰، با استفاده از روش آماری رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط، برآورد کرده‌اند. ژیلایی اقدام (۱۳۸۸)، به برآورد توابع تقاضا و شناسایی گروه‌های مختلف کالایی نزد مصرف‌کنندگان و پیش‌بینی رفتار پویای مصرفی خانوارهای شهری استان اصفهان می‌پردازد. برای تخمین توابع سیستمی از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط استفاده شده است. رنجبر و همکاران (۱۳۸۸)، در تحقیقی به بررسی و تحلیل پویای رفتار مصرفی استان اصفهان و مقایسه آن با کل کشور پرداخته‌اند. در این تحقیق از فرم پویای تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل استفاده شده و دوره مورد بررسی ۸۴-۱۳۵۸ است. رنجبر و همکاران (۱۳۸۸)، به بررسی ساختار تابع تقاضای واردات ایران برای سه کالای سرمایه‌ای، واسطه‌ای و مصرفی با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط برای دوره ۸۳-۱۳۵۷ پرداخته‌اند. کریمی و همکاران (۱۳۸۸)، به برآورد تابع تقاضای مواد غذایی مشمول یارانه (نان، شیر، گوشت، روغن، قند و شکر)، در برنامه‌های دوم و سوم توسعه اقتصادی از طریق داده‌های بودجه خانوارهای شهری ایران طی سال‌های ۸۴-۱۳۶۳ با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد به علت بی‌کشش بودن اقلام یارانه‌ای مذکور، هرگونه کاهش در میزان پرداخت یارانه‌ها موجب افزایش قیمت کالاهای مشمول یارانه شده و فشار زیادی را به مصرف‌کنندگان فقیر وارد می‌سازد، به علاوه از مقایسه یارانه‌های پرداختی دولت در برنامه دوم و سوم توسعه و کشش‌های قیمتی و درآمدی برآورد شده می‌توان نتیجه گرفت میزان یارانه‌های پرداختی به مواد غذایی در برنامه سوم نسبت به برنامه دوم مناسب‌تر بوده است. آرمن و فرح‌بخش (۱۳۹۲)، در پایان‌نامه خود به بررسی و برآورد تابع تقاضای کالاهای مصرفی در گروه‌های کم‌درآمد و با درآمد بالا در مناطق شهری با استفاده از داده‌های ترکیبی و با روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) پرداخته‌اند.

۵- روش تحقیق

۵-۱- رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط[1] (SUR)

به صورت کلی داده‌های سری زمانی با همدیگر مرتبط هستند. این ارتباط در زمان بررسی سیستم معادلات همزمان بیشتر اهمیت پیدا می‌کند. روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط بر اساس این فرض که ممکن است معادلات همزمان به ظاهر با همدیگر ارتباطی نداشته باشند ولی در عمل ارتباط داشته باشند، مورد بررسی قرار می‌گیرد. به‌کارگیری روش SUR نسبت به OLS در دو حالت منجر به افزایش کارایی می‌شود: الف- تمام همبستگی‌های همزمان صفر باشد. ب- متغیرهای توضیحی در تمامی سیستم یکسان باشند.

$$\begin{cases} Y_1 = F_1(X_1, \beta_1) + e_1 \\ Y_2 = F_2(X_2, \beta_2) + e_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ Y_G = F_G(X_G, \beta_G) + e_G \end{cases} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_G \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & X_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & X_G \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_G \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_G \end{bmatrix} \quad (۱۶)$$

که در آن Y متغیر وابسته، X بردار متغیرهای مستقل، β بردار ضرایب و e جملات اخلال برای $i = 1,...,G$ هستند. در این سیستم، ماتریس‌های برون‌زای X_i, X_j، شامل برخی از متغیرهای یکسان است. تفاوت آن با معادلات همزمان این است که n معادله را به طور همزمان برآورد نمی‌کند، زیرا مشکل همخطی به وجود می‌آید. بلکه، یک روش تکراری حل همزمان پارامترهای مورد نظر از طریق مجموعه‌ای از مقادیر ممکن است که در آن، پارامتر مقدار مجموع مجذور خطاهای حاصل از برآورد متغیر وابسته بر روی متغیرهای مستقل، حداقل می‌شود. در این سیستم اگر جملات اخلال معادلات با یکدیگر مرتبط باشند و محدودیت‌هایی بین پارامترهای معادلات

[1]. Seemingly Unrelated Regression (SUR)

سیستم (محدودیت‌های بین معادله‌ای) وجود داشته باشد، برآورد روش حداقل مربعات ناکارا خواهد بود. در این شرایط برای به دست آوردن برآوردهای کارا، از سیستم رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط استفاده می‌گردد. در سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط اجزاء اخلال معادلات این سیستم به طور همزمان دارای کوواریانس صفر هستند. این عدم استقلال اجزاء خطا معادلات مختلف سبب می‌شود که برآوردگرهای SUR حداقل به طور مجانبی دارای کارایی بیشتری نسبت به برآوردگرهای حاصل از روش OLS برای تک‌تک معادلات باشند. بنابراین از برآوردگر GLS که بهترین برآوردگر تخمین زن خطی را نشان می‌دهد، استفاده می‌شود (ابریشمی و مهرآرا، ۱۳۸۱).

۵-۲- آمار و متغیرهای مورد استفاده در تحقیق حاضر

با توجه به اینکه برآورد تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل نیازمند به کار بردن کالاهای مرتبط و داشتن سهم هر یک از آن‌ها است؛ به منظور برآورد تابع تقاضای نان از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل از گروه‌های نزدیک به گروه نان استفاده شده است. آمار استفاده شده در این پژوهش که از تارنمای مرکز آمار ایران و بانک مرکزی ایران جمع‌آوری شده شامل موارد زیر است:

۱- مخارج گروه انواع نان در خانوارهای شهری کشور در دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۶ در قالب گروه‌های درآمدی

۲- مخارج گروه غلات در خانوارهای شهری کشور در دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۶ در قالب گروه‌های درآمدی

۳- مخارج گروه آرد و رشته در خانوارهای شهری کشور در دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۶ در قالب گروه‌های درآمدی

۴- مخارج گروه غذای خارج از خانه در خانوارهای شهری کشور در دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۶ در قالب گروه‌های درآمدی

۵- کل مخارج مصرفی نان، غلات، آرد و رشته و غذای خارج از خانه (که از این به بعد در این تحقیق با عنوان کل مخارج مصرفی ذکر می‌شود) در خانوارهای شهری کشور در دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۶ در قالب گروه‌های درآمدی

۶- شاخص قیمت گروه انواع نان در دوره‌ی ۱۳۹۳-۱۳۷۶ به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳

۷- شاخص قیمت گروه غلات در دوره‌ی ۱۳۹۳-۱۳۷۶ به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳

۸- شاخص قیمت گروه آرد و رشته در دوره‌ی ۱۳۹۳-۱۳۷۶ به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳

۹- شاخص قیمت گروه غذای خارج از خانه در دوره‌ی ۱۳۹۳-۱۳۷۶ به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳

در مورد استفاده از این داده‌ها، دو نکته قابل توجه است:

نکته اول: در برخی از سال‌ها که شاخص قیمت گروه‌های کالایی موجود نبود، از متوسط شاخص قیمت گروه کالایی نان، غلات و آرد و رشته استفاده شده است.

نکته دوم: در اطلاعات بودجه‌ای، آمار بودجه خانوارها بر حسب گروه‌های کالایی در قالب ده گروه درآمدی است؛ که بر طبق تعریف استفاده شده در این تحقیق، با توجه به اینکه متوسط درآمد در گروه‌های درآمدی به متوسط چهار گروه وسط (یعنی گروه‌های چهارم، پنجم، ششم و هفتم) نزدیک است، سه گروه اول درآمدی به‌عنوان گروه‌های با درآمد کم و سه گروه آخر به‌عنوان گروه‌های با درآمد بالا انتخاب شده است.

بر این اساس متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

متغیرهای وابسته

سهم گروه‌های کالایی انواع نان از کل مخارج مصرفی با نام اختصاری WBR

سهم گروه‌های کالایی غلات از کل مخارج مصرفی با نام اختصاری WCE

سهم گروه‌های کالایی آرد و رشته از کل مخارج مصرفی با نام اختصاری WFF

سهم گروه‌های کالایی غذای خارج از خانه از کل مخارج مصرفی با نام اختصاری WOUF

متغیر مستقل

لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های کالایی انواع نان با نام اختصاری LPBR

لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های کالایی غلات با نام اختصاری LPCE

لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های کالایی آرد و رشته با نام اختصاری LPFF

لگاریتم شاخص قیمت گروه‌های کالایی غذای خارج از خانه با نام اختصاری LPOUF

لگاریتم کل مخارج مصرفی به قیمت ثابت ۱۳۸۳ از طریق شاخص قیمت استون با نام اختصاری LETP

۵-۳- روش برآورد

سیستم خطی تقاضای تقریباً ایده‌آل یکی از مناسب‌ترین الگوهای موجود برای بررسی تقاضا است. از جمله مزایای این الگو که باعث برتری آن نسبت به سایر الگوهای تقاضا می‌شود، از یک طرف قابلیت آزمون‌پذیری خصوصیات نظری تقاضا یعنی همگنی و تقارن نسبت به متغیرهای قیمتی، فروض هم‌نسبتی و تفکیک‌پذیری سهم‌های کالایی تقاضا و سادگی دست‌یابی به کشش‌های قیمتی و درآمدی است؛ و از طرف دیگر خوش‌رفتار بودن آن به دلیل سازگاری با داده‌ها است. بر این اساس خصوصیات نظری تقاضا را می‌توان با اعمال قیودی بر پارامترهای سیستم تقاضا برقرار نمود. در اینجا، به منظور سازگار نمودن نظریه تقاضا به‌طوری‌که بتوان پارامترهای سیستم تقاضای مصرف‌کنندگان را با استفاده از یکی از سیستم‌های تقاضا برآورد نمود، ابتدا باید فرض شود که رجحان‌ها به صورت ضعیفی تفکیک‌پذیر و نیز به شدت غیرمتمرکز هستند. سپس سیستم تقاضای مصرف‌کنندگان و تقاضای کالاهای مصرفی خانوارهای شهری کل کشور را با استفاده از مدل برآورد نمود. روش مرسوم مورد استفاده جهت برآورد سیستم توابع تقاضای تقریباً ایده‌آل، روش سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط (SURE) است. همچنین نکته‌ی دیگر این‌که روش متداول برای تخمین معادلات این است که یکی از معادلات تقاضا از دستگاه معادلات همزمان کنار گذاشته شود و پارامترهای سایر معادلات تخمین زده می‌شود، سپس پارامترهای مربوط به معادله کنار گذاشته شده برحسب سایر پارامترها، از قید جمع‌پذیری محاسبه می‌شود. از آن‌جا که مجموع سهم‌های تقاضای مصرف‌کنندگان برابر یک است، حذف هر یک از معادلات در این روش می‌تواند به دلخواه انجام گیرد. اوبر هوفر و کمنتا[1] نشان دادند که این برآورد به سمت روش حداکثر درست نمایی گرایش دارد و مستقل از معادله حذف شده است. از این رو در این تحقیق، به منظور رفع مشکل ناهمسانی واریانس در برآورد، معادله گروه غذای خارج از خانه از دستگاه معادلات مورد برآورد حذف و مقادیر پارامترهای آن از طریق اعمال قید جمع‌پذیری محاسبه می‌گردد.

[1]. Oberhofer and Kementa

۶- برآورد الگو و تجزیه و تحلیل داده‌ها

۶-۱- نتایج آزمون پایایی

برای بررسی پایایی در مدل‌های مورد بررسی در این تحقیق، از آزمون‌های لین و لوین[1] (LL)، ایم، پسران و شین[2] (IPS)، دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP) که بر پایه آزمون فیشر هستند استفاده می‌گردد. بررسی این آزمون از طریق نرم‌افزار ایویوز۷[3] و از طریق معنی‌داری بر اساس احتمال در سطح یک درصد، پنج درصد و ده درصد تعیین می‌گردد. در این بررسی از مدل بدون عرض از مبدأ و بدون روند، مدل با عرض از مبدأ و بدون روند و مدل با عرض از مبدأ و با روند استفاده شده و در بهترین حالت منعکس شده است. همچنین در صورتی که متغیرها در سطح پایا نگردند با استفاده از تفاضل‌گیری مراتب بعدی آن مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون در جداول (۲) و (۳) نشان داده شده است.

جدول ۲: آزمون پایایی در متغیرهای وابسته و مستقل در گروه کم‌درآمد

	آزمون‌ها / متغیرها	LLC	$Prob_{(LLC)}$	IPS	$Prob_{(IPS)}$	ADF	$Prob_{(ADF)}$	PP	$Prob_{(PP)}$
فرضیه صفر آزمون‌ها: ریشه واحد وجود دارد (غیر پایا بودن متغیرها)									
آماره‌ها		t		W		χ^2		χ^2	
متغیرهای وابسته	WBR	-۰/۲۳	۰/۴	-۰/۲۷	۰/۴	۵/۸	۰/۴۵	۴/۶	۰/۶
	D(WBR)	-۶/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۳۹	۰/۰۰	۳۹	۰/۰۰
	WCE	-۳/۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	-۱۵/۸	۰/۰۲	۱۰/۶	۰/۱
	WFF	-۱/۱۹	۰/۱۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۵/۵	۰/۵	۵/۶	۰/۵
	D(WFF)	-۶/۳	۰/۰۰	-۴/۸	۰۰/۰	۳۰/۵	۰/۰۰	۳۰/۶	۰/۰۰
متغیرهای مستقل	LPBR	-۱/۶۴	۰/۱	-۰/۰۳	۰/۵	۴/۶	۰/۶	۰/۴	۰/۹۹
	D(LPBR)	-۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱۵/۲	۰/۰۲	۱۵/۵	۰/۰۲
	LPCE	۵/۳	۱/۰۰	-۰/۶	۰/۷	۲/۱	۰/۹	۱/۸	۰/۹۹
	D(LPCE)	-۴/۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۲۲/۷	۰/۰۰	۲۲	۰/۰۰
	LPFF	۸/۷	۱/۰۰	۴/۵	۱/۰۰	۰/۰۱	۱/۰۰	۰/۲	۰/۹۹
	D(LPFF)	-۶/۴	۰/۰۰	-۴/۷	۰/۰۰	۲۹	۰/۰۰	۶۲/۱	۰/۰۰
	LETP	-۲/۵	۰۱/۰	-۱/۳	۰/۰۱	-۳/۲	۰/۰۱	۷/۱۵	۰/۰۰

1. Lin and Lovin
2. Im, Pesaran and Shin
3. Eviews *7*

جدول ۳: آزمون پایایی در متغیرهای وابسته و مستقل در گروه با درآمد بالا

آزمون‌ها / متغیرها		LLC	$Prob_{(LLC)}$	IPS	$Prob_{(IPS)}$	ADF	$Prob_{(ADF)}$	PP	$Prob_{(PP)}$
فرضیه صفر آزمون‌ها: ریشه واحد وجود دارد (غیر پایا بودن متغیرها)									
آماره‌ها		t		W		χ^2		χ^2	
متغیرهای وابسته	WBR	-۰/۵	۰/۳	- ۰/۴	۰/۳	۶	۰/۴	۳/۷	۰/۷
	D(WBR)	-۵/۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۳۱/۸	۰/۰۰	۳۲	۰/۰۰
	WCE	-۴/۷	۰/۰۰	-۴/۱	۰۰/۰	۲۵/۱	۰/۰۰	۸	۰/۲
	WFF	-۳۰۳	۰/۰۰	-۹۷۸	۰/۲۴	۶۵۶	۰/۰۰۲	۹۰۳	۰/۰۷۲
متغیرهای مستقل	LPBR	-۱/۶۴	۰/۱	-۰/۰۳	۰/۵	۴/۶	۰/۶	۰/۴	۰/۹۹
	D(LPBR)	-۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱۵/۲	۰/۰۲	۱۵/۵	۰/۰۲
	LPCE	۵/۳	۱/۰۰	-۰/۶	۰/۷	۲/۱	۰/۹	۱/۸	۰/۹۹
	D(LPCE)	-۴/۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۲۲/۷	۰/۰۰	۲۲	۰/۰۰
	LPFF	۸/۷	۱/۰۰	۴/۵	۱/۰۰	۰/۰۱	۱/۰۰	۰/۲	۰/۹۹
	D(LPFF)	-۶/۴	۰/۰۰	-۴/۷	۰/۰۰	۲۹	۰/۰۰	۶۲/۱	۰/۰۰
	LETP	-۲/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۷/۹	۰/۱	۸/۱۳	۰/۰۳

مأخذ: نتایج پژوهش

نماد D به معنی تفاضل مرتبه اول است.

از نتایج بررسی پایایی متغیرها در جداول ۲ و ۳ مشاهده می‌گردد که برخی متغیرها در سطح صفر و برخی در تفاضل درجه اول پایا شده‌اند و لذا تأیید نتایج به دست آمده موکول به تأیید بردار همجمعی است. در این تحقیق با استفاده از آزمون همجمعی کائو (۱۹۹۹) به تأیید یا رد بردار همجمعی پرداخته می‌شود.

۶-۲- نتایج آزمون‌های تشخیصی

نظر به اینکه تعداد مقاطع (N) در این تحقیق بسیار کمتر از سری زمانی (T) است، کارایی مدل با اثر ثابت بیشتر از کارایی مدل با اثر تصادفی است (جاج[1]، ۱۹۸۲). لذا به منظور تشخیص تنها از آزمون چاو استفاده می‌شود. درصورتی‌که آزمون چاو استفاده از مدل اثر ثابت را تأیید نماید، این کار از طریق اعمال متغیر مجازی برای مقاطع در سیستم انجام می‌شود. نتایج آزمون چاو برای هر

[1]. Judge

سه مدل برآوردی تحقیق در ۰جدول (۴) نشان داده شده است. نتایج برای گروه کم‌درآمد بیانگر این است که برای هر سه مدل مقدار آماره‌ی F برابر ۲، ۰/۸ و ۱۰/۳۱ است. لذا برای معادله‌ی آرد و رشته مدل اثر ثابت پذیرفته شده و برای مدل‌های نان و غلات مدل تلفیقی مورد تأیید قرار می‌گیرد. این در حالی است که نتایج برای گروه با درآمد بالا بیانگر این است که برای هر سه مدل مقدار آماره‌ی F برابر ۱/۷۵، ۱/۱۴ و ۰/۸۳ است. لذا برای گروه با درآمد بالا برای هر سه مدل فرضیه صفر پذیرفته شده و لذا مدل تلفیقی مورد تأیید قرارگرفته است.

جدول ۴: نتایج آزمون چاو

فرضیه صفر		گروه درآمدی	آماره	Prob	نتیجه آزمون
عرض از مبدأ تمامی مقاطع یکسان است (ترکیبی)	معادله نان	کم‌درآمد	۲	۰/۱۵	مدل تلفیقی پذیرفته و فرضیه صفر پذیرفته می‌شود.
		با درآمد بالا	۱/۷۵	۰/۱۹	مدل تلفیقی پذیرفته و فرضیه صفر پذیرفته می‌شود
فرضیه صفر		**گروه درآمدی**	**آماره**	Prob	**نتیجه آزمون**
عرض از مبدأ تمامی مقاطع یکسان است (ترکیبی)	معادله غلات	کم‌درآمد	۰/۸	۰/۴۷	مدل تلفیقی پذیرفته و فرضیه صفر پذیرفته می‌شود
		با درآمد بالا	۱/۱۴	۰/۳۳	مدل تلفیقی پذیرفته و فرضیه صفر پذیرفته می‌شود
فرضیه صفر		**گروه درآمدی**	**آماره**	Prob	**نتیجه آزمون**
عرض از مبدأ تمامی مقاطع یکسان است (ترکیبی)	معادله آرد و رشته	کم‌درآمد	۱۰/۳۱	۰/۰۰	مدل اثرات ثابت پذیرفته و فرضیه صفر رد می‌شود.
		با درآمد بالا	۰/۸۳	۰/۴۴	مدل تلفیقی پذیرفته و فرضیه صفر پذیرفته می‌شود

مأخذ: نتایج پژوهش

۶-۳- برآورد الگوی نامقید

نتایج برآورد مدل برای گروه کم‌درآمد در جدول (۵) و برای گروه با درآمد بالا در جدول (۶) نشان داده شده است. نتایج جداول نشان از معنی‌داری بالای پارامترهای سیستم دارد. در این برآورد تنها قید جمع‌پذیری ارضاء شده است. در ادامه به بررسی قیود همگنی و تقارن و آزمون همجمعی پرداخته می‌شود. همچنین لازم به یادآوری است که تفسیر ضرایب برآوردی پس از محاسبه‌ی کشش انجام می‌پذیرد.

جدول ۵: ضرایب برآوردی مدل AIDS نامقید برای گروه کم‌درآمد

ضرایب	نان i=1	غلات i=2	آرد و رشته i=3	غذای خارج از خانه i=4
g_{i1}	۰/۱۵	−۰/۰۶	−۰/۰۴	$-\sum_{i}^{4}\gamma_{i1}=-۰/۰۴۸$
$(prob)$	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	
γ_{i2}	۰/۰۳	−۰/۰۸	۰/۰۱	$-\sum_{i}^{4}\gamma_{i2}=۰/۰۳۳$
$(prob)$	(۰/۳۴)	(۰/۰۴)	(۰/۱۷)	
γ_{i3}	−۰/۲۵	۰/۴۶	−۰/۰۷	$-\sum_{i}^{4}\gamma_{i3}=۰/۱۴۰$
$(prob)$	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	
γ_{i4}	۰/۰۷	−۰/۳۲	۰/۰۸	$-\sum_{i}^{4}\gamma_{i4}=-۰/۱۶۶$
$(prob)$	(۰/۲۵)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	
β_i	−۰/۱۳	۰/۱۴	−۰/۰۴	$-\sum_{i}^{4}\beta_{i}=۰/۰۲۸$
$(prob)$	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	
α_i	۲	−۱/۳۵	۰/۶۳	$۱-\sum_{i}^{4}\alpha_{i}=-۰/۲۷۷$
$(prob)$	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	
R^2	۰/۹۸	۰/۷۷	۰/۸۲	---
DW	۱/۷۶	۱/۸۰	۱/۹	---

مأخذ: نتایج پژوهش

جدول ۶: ضرایب برآوردی مدل AIDS نامقید برای گروه با درآمد بالا

ضرایب	نان i=1	غلات i=2	آرد و رشته i=3	غذای خارج از خانه i=4
g_{i1}	۰/۱۲۸	−۰/۱۷۷	−۰/۰۳۴	$-\sum_{i}^{4}\gamma_{i1}=۰/۰۲۳$
$(prob)$	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	
γ_{i2}	−۰/۰۸۲	−۰/۱۰۷	−۰/۰۲۴	$-\sum_{i}^{4}\gamma_{i2}=۰/۲۱۴$
$(prob)$	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)	(۰/۰۰)	
γ_{i3}	−۰/۲۰۵	۰/۷۳۳	۰/۰۲۸	$-\sum_{i}^{4}\gamma_{i3}=-۰/۵۵۵$
$(prob)$	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۳)	
γ_{i4}	۰/۱۲۶	−۰/۵۰۹	۰/۰۲۲	$-\sum_{i}^{4}\gamma_{i4}=۰/۳۶۱$
$(prob)$	(۰/۰۲)	(۰/۰۰)	(۰/۰۴)	
β_i	−۰/۱۱۵	−۰/۰۳۸	−۰/۰۳۷	$-\sum_{i}^{4}\beta_{i}=۰/۱۹۰$
$(prob)$	(۰/۰۰)	(۰/۲)	(۰/۰۰)	
α_i	۱/۷۸۵	۱/۰۷۶	۰/۵۸۹	$۱-\sum_{i}^{4}\alpha_{i}=-۲/۴۴۹$
$(prob)$	(۰/۰۰)	(۰/۰۱)	(۰/۰۰)	
R^2	۰/۹۰	۰/۷۷	۰/۸۲	---
DW	۲/۲۴	۱/۸۲	۱/۸	---

مأخذ: نتایج پژوهش

۶-۴- آزمون قید همگنی

پس از برآورد مدل به بررسی تأیید یا رد آزمون قید همگنی پرداخته می‌شود. برای این منظور، بر روی ماتریس پارامترهای مدل، فرضیه‌ی صفر (رابطه (۱۷)) اعمال می‌شود.

$$\begin{cases} H_0 : \sum_{j}^{۴} \gamma_{ij} = ۰ \\ H_۱ : \sum_{j}^{۴} \gamma_{ij} \neq ۰ \end{cases} \quad \square \ \chi^۲ \qquad (۱۷)$$

این فرضیه با استفاده از آزمون والد[1] برای هر سه گروه کالایی برآورد شده بررسی می‌گردد. نتایج این آزمون برای گروه کم‌درآمد در جدول (۷) و برای گروه با درآمد بالا در جدول (۸) نشان داده شده است.

جدول ۷: آزمون قید همگنی برای گروه کم‌درآمد

گروه	آماره $\chi^۲$	سطح احتمال	فرضیه صفر
نان	۰/۲۱	(۰/۶۵)	قبول
غلات	۰/۰۲	(۰/۹)	قبول
آرد و رشته	۰/۴۴	(۰/۵۱)	قبول

مأخذ: نتایج پژوهش

با توجه به نتایج جدول ۷، مشخص است که فرضیه صفر برای معادلات سه گروه نان، غلات و آرد و رشته پذیرفته می‌شود. این امر حاکی از پذیرش الگوی مقید برای گروه کم‌درآمد است. به عبارتی دیگر تفاوتی در برآورد الگوی مقید به قیود همگنی و نامقید وجود ندارد. به هر حال پذیرش قید همگنی بیانگر این واقعیت است که مصرف‌کنندگان گروه کم‌درآمد در مناطق شهری کشور در مصرف گروه‌های کالایی مزبور دچار توهم پولی نیستند و تقاضایشان با افزایش متناسب قیمت‌ها و درآمد تغییر خواهد کرد. در حقیقت به این معنی است که این مصرف‌کنندگان به درآمد واقعی خود توجه کافی دارند.

[1]. Wald Test

جدول ۸: آزمون قید همگنی برای گروه با درآمد بالا

گروه	آماره χ^2	سطح احتمال	فرضیه صفر
نان	۶/۵۶	(۰/۰۱)	رد
غلات	۰/۰۰۲	(۰/۹۶)	قبول
آرد و رشته	۱۰/۰۶	(۰/۰۰)	رد

مأخذ: نتایج پژوهش

با توجه به نتایج جدول ۸، مشخص است که فرضیه صفر برای معادلات دو گروه نان، و آرد و رشته رد و برای گروه کالایی غلات پذیرفته می‌شود. این امر حاکی از پذیرش الگوی مقید برای گروه کالایی غلات در گروه با درآمد بالا است. نتیجه بررسی قید همگنی بیانگر این واقعیت است که مصرف‌کنندگان گروه با درآمد بالا در مناطق شهری کشور در مصرف گروه‌های کالایی نان و آرد و رشته دچار توهم پولی هستند و تقاضایشان با افزایش متناسب قیمت‌ها و درآمد تغییر نخواهد کرد.

۶-۵- آزمون قید تقارن

در این مرحله به بررسی قید تقارن در مدل پرداخته می‌شود. فرضیه‌های قید تقارن به صورت زیر نشان داده می‌شوند:

$$\begin{cases} H_o : \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \\ H_1 : \gamma_{ij} \neq \gamma_{ji} \end{cases} \square \ \chi^2 \qquad (۱۸)$$

آماره χ^2 محاسبه شده مناطق کم‌درآمد شهری کشور، **۳۵/۰۴** است، که از آماره χ^2 جدول در هر سطح اطمینانی بالاتر است. لذا نتیجه‌ی آزمون قید تقارن، رد فرضیه صفر و پذیرش عدم تقارن در ضرایب مدل برآوردی برای گروه کم‌درآمد است. همچنین آماره χ^2 محاسبه شده مناطق با درآمد بالای شهری کشور، **۸۹/۳۳** است، که از آماره χ^2 جدول در هر سطح اطمینانی بالاتر است. لذا نتیجه‌ی آزمون قید تقارن، رد فرضیه صفر و پذیرش عدم تقارن در ضرایب مدل برآوردی برای گروه با درآمد بالا است.

۶-۶- آزمون همجمعی

فرضیه صفر آزمون همجمعی داده‌های ترکیبی نشان‌دهنده عدم وجود همجمعی بین متغیرها در تمامی مقطع‌ها و فرضیه مقابل نشان‌دهنده وجود همجمعی بین متغیرها است. برای این کار با استفاده از روش کائو پس از برآورد رابطه بلندمدت، خطای تخمین محاسبه و سپس از طریق آزمون ADF برای رابطه با عرض از مبدأ و بدون روند انجام می شود. نتایج این آزمون برای گروه کم‌درآمد در جدول (۹) و برای گروه با درآمد بالا در جدول (۱۰) نشان داده شده است.

جدول ۹: آزمون همجمعی گروه کم‌درآمد

گروه	آماره χ^2	سطح احتمال	فرضیه صفر
نان	۲۴	(۰/۰۰)	رد
غلات	۲۶/۴	(۰/۰۰)	رد
آرد و رشته	۲۶	(۰/۰۰)	رد

مأخذ: نتایج پژوهش

جدول ۱۰: آزمون همجمعی گروه با درآمد بالا

گروه	آماره χ^2	سطح احتمال	فرضیه صفر
نان	۲۵/۲	(۰/۰۰)	رد
غلات	۱۷	(۰/۰۰)	رد
آرد و رشته	۳۴	(۰/۰۰)	رد

مأخذ: نتایج پژوهش

همان‌طور که از نتایج جداول ۹ و ۱۰ مشخص است بررسی آزمون همجمعی نشان از رد فرضیه صفر و پذیرش همجمعی دارد. لذا نتایج به‌دست‌آمده از سیستم برآورد شده، قابل اطمینان است.

۶-۷- محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی

با توجه به این نکته که در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل متغیر وابسته سهم گروه‌های کالایی و متغیرهای مستقل لگاریتم شاخص قیمت گروه‌ها و درآمد است، بایستی برای بررسی شدت تغییرات مقدار تقاضا نسبت به قیمت کالاها و درآمد به محاسبه کشش‌ها پرداخته شود. نتایج

محاسبه‌ی کشش‌های قیمتی و درآمدی برای گروه کم‌درآمد در جدول (۱۱) و برای گروه با درآمد بالا در جدول (۱۲) نشان داده شده است.

جدول ۱۱: کشش‌های قیمتی و متقاطع تقاضای جبرانی و غیر جبرانی و درآمدی تقاضا برای گروه کم‌درآمد

کشش		نان i=1	غلات i=2	آرد و رشته i=3	غذای خارج از خانه i=4
ε_{i1}	**جبران نشده (مارشالی)**	-۰/۴۸	۰/۱۰	-۰/۰۰۳	-۰/۰۲
	جبرانی (هیکسی)	-۰/۲۴	۰/۳۰	-۰/۰۰۳	-۰/۰۶
ε_{i2}	**جبران نشده (مارشالی)**	-۰/۰۸	-۱/۳۰	۰/۰۰۳	-۰/۰۱
	جبرانی (هیکسی)	۰/۴۴	-۰/۷۰	۰/۱۳	۰/۱۳
ε_{i3}	**جبران نشده (مارشالی)**	-۰/۲۱	۰/۵۱	-۱/۸۴	-۰/۱۳
	جبرانی (هیکسی)	-۲/۸۷	۶/۳۵	-۱/۷۷	-۱/۷۱
ε_{i4}	**جبران نشده (مارشالی)**	۰/۰۸	-۰/۲۹	۰/۰۸	-۰/۹۹
	جبرانی (هیکسی)	۱/۱۲	-۳/۰۷	۰/۸۸	-۱/۰۷
η_i	**درآمدی**	۰/۶۵	۱/۳۰	۰/۸۹	۰/۹۵

مأخذ: نتایج پژوهش

همان‌طور که مشخص است، کشش‌های قیمتی تقاضای جبرانی و غیر جبرانی برای تمامی گروه‌ها منفی بوده که مطابق انتظار نظری و رابطه منفی بین مقدار تقاضا و قیمت هر کالا است. بر این اساس کشش قیمتی تقاضای نان کم‌کشش، غذای خارج از خانه و تقاضای غلات و آرد و رشته با کشش ارزیابی شده است. لذا مشخص است که نان برای گروه‌های کم‌درآمد کالایی با حساسیت کم است به این معنی که با افزایش قیمت نان، که ممکن است ناشی از هدفمندی یارانه‌ها باشد، تقاضای نان کاهش معناداری پیدا نمی‌کند. این در حالی است که گروه کم‌درآمد نسبت به افزایش قیمت غلات و آرد و رشته حساسیت زیادی از خود نشان می‌دهد. به عبارتی دیگر با افزایش ۱۰۰ درصدی در قیمت گروه‌های کالایی میزان تقاضای نان ۴۸ درصد، غلات ۱۳۰ درصد، آرد و رشته ۱۸۴ درصد و غذای بیرون ۱۰۰ درصد کاهش خواهد یافت.

یکی دیگر از ابزارهای مفید در تحلیل رفتار مصرف‌کنندگان و شناخت جایگاه کالاها نزد آنان طبقه‌بندی کالاها به پست، ضروری و نرمال بر اساس کشش درآمدی تقاضا است. همان‌طور که اعداد جدول ۱۱ نشان می‌دهد علامت کلیه کشش‌های درآمدی برای گروه کم‌درآمد مثبت است به این معنی که همه گروه‌های کالایی نزد مصرف‌کنندگان کم‌درآمد شهری کالاهای نرمال هستند. به عبارت دیگر با افزایش درآمد مصرف‌کنندگان میزان مخارج صرف شده روی کلیه کالاها افزایش خواهد یافت. با توجه به میزان کشش‌های درآمدی کالاها، می‌توان نتیجه گرفت

که برای گروه کم‌درآمد شهری، نان کالایی ضروری، غلات کالایی لوکس، آرد و رشته و غذای خارج از خانه کالایی ضروری ولی نزدیک به واحد است. در این تقسیم‌بندی نان ضروری‌ترین کالا برای گروه‌های کم‌درآمد است.

بررسی کشش متقاطع برای گروه‌های کالایی نشان می‌دهد که غلات کالایی جانشین، آرد و رشته کالایی تقریباً مستقل و غذای خارج از خانه کالایی مکمل برای نان است. این در حالی است که نان کالایی مکمل برای غلات، مکمل برای آرد و رشته و جانشین برای غذای خارج از خانه است.

جدول ۱۲: کشش‌های خودی و متقاطع قیمتی تقاضای جبرانی و غیر جبرانی و درآمدی تقاضا برای گروه با درآمد بالا

کشش		نان i=1	غلات i=2	آرد و رشته i=3	غذای خارج از خانه i=4
ε_{i1}	جبران نشده (مارشالی)	-۰/۲۵	۰/۱۸	-۰/۰۰۴	۰/۱۵
	جبرانی (هیکسی)	-۰/۱۶	-۰/۰۶	-۰/۱۱	۰/۳۴
ε_{i2}	جبران نشده (مارشالی)	-۰/۰۷	-۱/۱۷	-۰/۰۲۰	۰/۲۳
	جبرانی (هیکسی)	۰/۰۴	-۰/۶۹	۰/۰۱	۰/۶۴
ε_{i3}	جبران نشده (مارشالی)	-۰/۰۶	۱/۱۰	-۰/۴۴	-۰/۳۹
	جبرانی (هیکسی)	-۳/۷۰	۱۴/۴۷	-۰/۴۲	-۱۰/۳۴
ε_{i4}	جبران نشده (مارشالی)	-۰/۰۴	-۰/۹۴	-۰/۰۲	-۰/۴۰
	جبرانی (هیکسی)	۰/۷۶	-۱/۷۳	۰/۱۵	-۰/۸۲
η_i	درآمدی	۰/۴۳	۰/۹۳	۰/۲۹	۱/۸۴

مأخذ: نتایج پژوهش

همان‌طور که مشخص است، کشش‌های قیمتی تقاضای جبرانی و غیر جبرانی برای تمامی گروه‌ها منفی بوده که مطابق انتظار نظری و رابطه منفی بین مقدار تقاضا و قیمت هر کالا است. بر این اساس کشش قیمتی تقاضای نان، آرد و رشته و غذای خارج از خانه کم‌کشش و تقاضای غلات با کشش ارزیابی شده است. لذا مشخص است که نان، آرد و رشته و غذای خارج از خانه برای گروه‌های با درآمد بالا کالایی با حساسیت کم است به این معنی که با افزایش قیمت نان، آرد و رشته و غذای خارج از خانه که ممکن است ناشی از هدفمندی یارانه‌ها باشد، تقاضای این گروه‌ها خیلی کاهش پیدا نمی‌کند. این در حالی است که گروه با درآمد بالا نسبت به افزایش قیمت غلات حساسیت زیادی از خود نشان می‌دهد. به عبارت دیگر با افزایش ۱۰۰ درصدی در قیمت گروه‌های کالایی میزان تقاضای نان ۲۵ درصد، غلات ۱۱۷ درصد، آرد و رشته ۴۴ درصد و غذای بیرون ۴۰ درصد کاهش خواهد یافت.

همان‌طور که اعداد جدول ۱۲ نشان می‌دهد علامت کلیه کشش‌های درآمدی برای گروه با درآمد بالا مثبت است یعنی این‌که همه گروه‌های کالایی نزد مصرف‌کنندگان با درآمد بالای شهری کالاهای نرمال هستند. به عبارت دیگر با افزایش درآمد مصرف‌کنندگان میزان مخارج صرف شده روی کلیه کالاها افزایش خواهد یافت. با توجه به میزان کشش‌های درآمدی کالاها، می‌توان نتیجه گرفت که برای گروه با درآمد بالای شهری، نان و آرد و رشته کالایی ضروری، غلات کالایی ضروری ولی نزدیک به واحد و غذای خارج از خانه کالایی لوکس است. در این تقسیم‌بندی نان ضروری‌ترین کالا برای گروه‌های با درآمد بالا است.

بررسی کشش متقاطع برای گروه‌های کالایی نشان می‌دهد که غلات کالایی جانشین، آرد و رشته کالایی تقریباً مستقل و غذای خارج از خانه کالایی جانشین برای نان است. این در حالی است که نان کالایی مکمل برای غلات، آرد و رشته و غذای خارج از خانه است.

۷- نتیجه‌گیری

در این تحقیق به برآورد تابع تقاضای گروه‌های کم‌درآمد و با درآمد بالا برای گروه‌های کالایی نان، غلات، آرد و رشته و غذای بیرون از خانه با استفاده از روش AIDS پرداخته شد. برای این منظور با استفاده از داده‌های سالیانه‌ی ۱۳۹۳-۱۳۷۶ و مقطع سه گروه درآمدی اول برای گروه‌های کم‌درآمد و سه گروه آخر برای گروه‌های با درآمد بالا برآورد توابع تقاضا انجام گردید. آزمون ایستایی، ایستایی متغیرها را در سطح صفر و یک مورد تأیید قرار می‌دهد. برآورد معادلات تحقیق نشان از معنی‌داری بالای پارامترهای برآورد شده دارد. نتایج آزمون همگنی، همگن بودن رفتار گروه‌های کم‌درآمد را نشان می‌دهد ولی گروه با درآمد بالا تنها برای گروه کالایی غلات رفتار همگنی نشان می‌دهد. آزمون تقارن برای هر دو گروه درآمدی رد شده و لذا رفتار گروه‌های درآمدی کم و با درآمد بالا متقارن نیست. در این صورت خانوارهای کم‌درآمد و با درآمد بالا در برخورد با کالاهای متفاوت رفتار متفاوتی را از خود نشان می‌دهند. همچنین بررسی آزمون همجمعی نشان از همجمع بودن روابط بلندمدت دارد و نشان می‌دهد که نتایج دارای اعتبار هستند. بررسی و محاسبه‌ی کشش‌ها نشان می‌دهد که کشش‌های قیمتی تقاضای جبرانی و غیر جبرانی برای تمامی‌گروه‌ها منفی بوده که مطابق انتظار نظری و رابطه منفی بین مقدار تقاضا و قیمت هر کالا است. کشش‌های قیمتی و درآمدی نان بیانگر این مطلب است که نان برای هر دو گروه کم‌درآمد و با درآمد بالا کالایی کم‌کشش و ضروری است. به‌طوری‌که با افزایش ۱۰۰ درصدی

قیمت نان، گروه کم‌درآمد ۴۸ درصد و گروه با درآمد بالا ۲۵ درصد از تقاضای خود را کاهش می‌دهند. بررسی کشش متقاطع برای گروه‌های کم‌درآمد نشان می‌دهد که غلات کالایی جانشین، آرد و رشته کالایی تقریباً مستقل و غذای خارج از خانه کالایی مکمل برای نان است. این در حالی است که نان کالایی مکمل برای غلات و برای آرد و رشته و جانشین برای غذای خارج از خانه است. همچنین بررسی کشش متقاطع برای گروه‌های با درآمد بالا نشان می‌دهد که غلات کالایی جانشین، آرد و رشته کالایی تقریباً مستقل و غذای خارج از خانه کالایی جانشین برای نان است. این در حالی است که نان کالایی مکمل برای غلات و غذای خارج از خانه و آرد و رشته است. لذا بررسی فرضیه‌های تحقیق نشان می‌دهد که هر سه فرضیه‌ی اصلی تحقیق مورد تأیید قرارگرفته و برقرار است.

از دیگر نتایج تحقیق این است که گروه کم‌درآمد نسبت به افزایش قیمت غلات و آرد و رشته حساسیت زیادی از خود نشان می‌دهد. به عبارتی دیگر با افزایش ۱۰۰ درصدی در قیمت گروه‌های کالایی میزان تقاضای نان ۴۸ درصد، غلات ۱۳۰ درصد، آرد و رشته ۱۸۴ درصد و غذای بیرون ۱۰۰ درصد کاهش خواهد یافت. این در حالی است که گروه با درآمد بالا نسبت به افزایش قیمت غلات حساسیت زیادی از خود نشان می‌دهد. به عبارتی دیگر با افزایش ۱۰۰ درصدی در قیمت گروه‌های کالایی میزان تقاضای نان ۲۵ درصد، غلات ۱۱۷ درصد، آرد و رشته ۴۴ درصد و غذای بیرون ۴۰ درصد کاهش خواهد یافت.

توصیه‌های سیاستی

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده توصیه‌های سیاستی زیر ارائه می‌شود:

۱. با توجه به تأثیرپذیری گروه‌های کالایی از قیمت‌های نسبی و سازگاری علائم ضرایب و کشش‌های خود قیمتی محاسبه شده با نظریه تقاضا، می‌توان از این نتایج در سیاست‌گذاری و تنظیم برنامه‌های اقتصادی، از جمله در هدفمندسازی یارانه‌ها استفاده نمود.

۲. نظر به اینکه کشش‌های قیمتی نان در گروه‌های کم‌درآمد و با درآمد بالا کم‌کشش محاسبه شده است، افزایش قیمت نان چه از طریق حذف یارانه‌ی نان و چه از طریق افزایش طبیعی قیمت‌ها موجب فشار بیشتری بر سبد مصرفی گروه‌های کم‌درآمد می‌گردد. زیرا با توجه به ضروری بودن نان، گروه با درآمد بالا در تقاضای خود تغییر چندانی نخواهد داد و

در این صورت صدمه بیشتر به گروه کم‌درآمد وارد می‌آید. لذا توصیه می‌شود که تا حد امکان از این سیاست دوری شود.

۳. با توجه به اینکه غلات کالایی لوکس برای گروه کم‌درآمد و ضروری برای گروه با درآمد بالا محسوب می‌شود، افزایش قیمت برنج سیاست مطلوب‌تری به‌جای افزایش قیمت نان برای گروه کم‌درآمد محسوب می‌شود.

۴. با توجه به لوکس و کم‌کشش بودن غذای خارج از خانه برای گروه با درآمد بالا پیشنهاد می‌شود، به‌جای حذف یارانه نان، حذف یارانه از غذاهای خارج از منزل انجام گیرد تا فشار کمتری بر قشر کم‌درآمد وارد شود.

منابع و مأخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. ابریشمی، حمید. و مهرآرا، محسن (۱۳۸۱). *اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)*، انتشارات دانشگاه تهران.

۲. آرمن، سید عزیز. و فرح‌بخش، ایمان (۱۳۹۲). *سیستم تقاضای پویای مصرفی در گروه‌های درآمدی مناطق شهری: کاربرد داده‌های ادغام شده در الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS)*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید چمران اهواز.

۳. حجرگشت، غلامرضا (۱۳۷۷). *برآورد تقاضای گروه اصلی خوراکی در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

۴. خسروی نژاد، علی‌اکبر (۱۳۸۰). "برآورد تابع تقاضای نان برای خانوارهای شهری ایران". پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۹**(۲۰): ۱۳۷-۱۱۷.

۵. رنجبر، همایون. و همکاران (۱۳۸۸). "تحلیل رفتار پویای مصرفی مناطق شهری کل کشور و استان اصفهان: کاربرد دستگاه تقاضای تقریباً ایده‌آل طی دوره ۸۴-۱۳۵۸". فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی **۱۳**(۵۱): ۱۲۲-۹۷.

۶. ژیلایی اقدام، جعفر (۱۳۸۸). *تحلیل رفتار مصرفی مناطق شهری استان اصفهان با کاربرد مدل تقاضای تقریباً ایده‌آل*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.

۷. شکیبایی، علیرضا. و همکاران (۱۳۸۵). "برآورد کشش‌های تقاضای خدمات درمانی با استفاده از مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران **۸**(۲۷): ۲۳۰-۱۹۹.

۸. صمدی، علی حسین (۱۳۸۳). "ارزیابی انتقادی کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل در تحلیل رفتار مصرفی: مطالعه موردی خانوارهای شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویراحمد". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران **٦**(۲۰): ۱۸۷-۱۵۷.

۹. فخرایی، عنایت‌الله. و نوروزی، فرخ (۱۳۸۶). "مدل تصحیح خطای تقاضا برای انواع متفاوت برنج وارداتی و برنج داخلی در ایران". مجله پژوهش‌های اقتصادی ایران **۹**(۳۰): ۱۳۵-۱۱۹.

۱۰. فخرایی، عنایت‌الله. و تارمست، قاسم (۱۳۷۹). "برآورد پارامترهای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و بررسی تقاضا برای گروهی از خوراکی‌ها در ایران". مجله دانش کشاورزی **۱۰**(۳): ۷۳- ۵۹.

۱۱. فخرایی، عنایت‌الله. و واحدی، مهناز (۱۳۷۸). "تخمین پارامترها و کشش‌پذیری تقاضای واردات خرما و کشمش در بازارهای انگلستان، آلمان و فرانسه". پژوهشنامه بازرگانی **۵**(۱۷): ۱۰۵-۸۷.

۱۲. فراهانی نیک، حسین (۱۳۷۶). *برآورد تقاضای تقریباً ایده‌آل از طریق روش‌ها و تکنیک‌های آماری*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید چمران اهواز.

۱۳. مجاور حسینی، فرشید (۱۳۸۶). "برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی برای گروه کالاهای خوراکی و غیر خوراکی با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل". مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه **۱۵**(۵۷): ۲۲۴- ۱۹۹.

۱۴. محمد زاده، پرویز (۱۳۸۴). "مقایسه‌ی مدل‌های تخصیصی مصرف‌کننده AIDS و CBS در اقتصاد ایران". مجله تحقیقات اقتصادی **٤٠**(۶۸): ۲۵۶-۲۲۷.

۱۵. مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور، ۱۳۹۳-۱۳۷۶.

۱۶. مرکز آمار ایران، نتایج آمارگیری از هزینه درآمد خانوار، ۱۳۹۳-۱۳۷۶.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Abdul W. (2006). "An Analysis of Meat Demand in Bangladesh using the Almost Ideal Demand System". The Empirical Economics Letters **5**(1): 29-35.
2. Alston, J. M. and Chalfant, J. A. (1993). "The Silence of the Lambdas: a Test for the Almost Ideal and Rotterdam Models". American Journal of Agricultural Economics **75**(2): 304-314.
3. Barnett, W. A. and Seck, O. (2007). "Rotterdam Model versus Almost Ideal Demand System: Will the Best Specification Please Stand up?". Journal of Applied Econometrics **23**(6): 699-724.
4. Boysen, O. (2012). "A Food Demand System Estimation for Uganda". IIIS Discussion Paper No. 396.
5. Deaton, A. S. and Muellbur, J. (1980). "An Almost Ideal Demand System". American Economic Review **70**(3): 312-326.
6. Im, K. S., Pesaran, M. H. and Shin, Y. (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panel". Journal of Econometrics **115**(1): 53-74.
7. Levin, A. and Lin, C. F. (1992). "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties, University of California". San Diego Discussion Paper no 92-93.
8. Taljaard, P. R. (2000). *Econometric Estimation of the Demand for Meat in South Africa*, Unpublished MSc Thesis, University of the Free State, Bloemfontein.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هفدهم، بهار و تابستان ۱۳۹۶

تأثیر انتخاب فروض مختلف تکنولوژی در محاسبه‌ی جداول متقارن داده- ستانده بر اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید[۱]

پریسا مهاجری[۲*]
زهرا ذبیحی[۳]
علی اصغر بانوئی[۴]
الهام تبریزی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۲/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۱۵

چکیده

محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده متکی بر دو فرض است؛ فرض ساختار ثابت فروش محصول و فرض تکنولوژی محصول. فرض نخست، درایه‌های غیر منفی در جدول را تضمین می‌کند اما فاقد پایه نظری قابل قبول است، در حالی که فرض دوم، از پایه نظری قابل قبولی برخوردار است اما ظهور عناصر منفی اجتناب‌ناپذیر است و با استفاده از روش‌هایی باید این عناصر منفی را حذف نمود. سوأل اصلی این مطالعه آن است که آیا انتخاب فروض مختلف تکنولوژی در محاسبه‌ی جدول متقارن بر میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید اثرگذار است؟ بدین منظور با به‌کارگیری دو جدول متقارن داده-ستانده و شبیه‌سازی مونت‌کارلویی، نمونه‌هایی با اندازه‌های ۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی مبتنی بر رویکرد تدوین‌کنندگان ایجاد شده است. یافته‌های مقاله، حامل این پیام مهم برای تدوین‌کنندگان جدول است که فرض تکنولوژی محصول، ضمن برخورداری از پایه‌های نظری مطلوب، اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی کمتری در مقایسه با فرض ساختار ثابت فروش محصول دارد.

---

[۱]. این مقاله، مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد با عنوان «برآورد اریبِ ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولیدِ جداول داده-ستانده متقارن ایران از منظر تدوین‌کنندگان» می‌باشد.

[۲]. استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی
(*- نویسنده مسئول: Email: Parisa_m2369@yahoo)
[۳]. دانشجوی کارشناسی ارشد رشته برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبایی
[۴]. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی
[۵]. دانشجوی دکترای آمار، دانشگاه شهید بهشتی

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.17.203

واژگان کلیدی: تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده، ضرایب فزاینده‌ی داده-ستانده، جدول متقارن داده-ستانده، فرض تکنولوژی محصول، فرض ساختار ثابت فروش محصول.

Keywords: Random Input-Output Analysis, Random Production Multipliers, Symmetric Input-Output Table, Product Technology Assumption, Fixed Product Sales Structure Assumption.

JEL Classification: C67, D57.

۱- مقدمه

در اوایل دهه‌ی ۱۹۶۰، فرض یک بخش-یک کالا در محاسبه‌ی جداول داده-ستانده‌ی سنتی با مطالعات ریچارد استون، مورد تردید واقع شد. به تبع آن، سیستم حساب‌های ملی (SNA) سال ۱۹۶۸ برای اولین بار پیشنهاد نمود که تنوع کالاهای تولید شده توسط هر بخش اقتصادی در جداول عرضه و مصرف انعکاس یابد. هر چند این چارچوب جدید توانست برخی مسائل را حل نماید اما چالش جدیدی را در نحوه‌ی محاسبه‌ی جداول متقارن، همگن‌سازی و انتقال کالاهای فرعی ایجاد نمود (مهاجری و همکاران، ۱۳۹۴). به منظور برون‌رفت از این مسئله، تحلیل‌گران اقتصاد داده-ستانده دو روش را پیشنهاد نمودند که عبارتند از روش‌های صرف آماری و روش فروض اقتصادی. روش‌های صرف آماری، فاقد پایه‌های نظری هستند و انتقال کالاهای فرعی به بخش‌های اصلی، به طور مکانیکی امکان‌پذیر می‌شود. حال آن‌که به کارگیری فرض تکنولوژی، منطق اقتصادی دارد و در میان نهادهای آماری بین‌المللی و همچنین نهادهای آماری کشورهای مختلف، از مقبولیت بیشتری برخوردار است (ویت، ۱۹۹۴[1]).

هر چند روش فروض اقتصادی در همگن‌سازی و انتقال کالاهای فرعی، مشتمل بر فرض تکنولوژی محصول (کالا)، فرض تکنولوژی فعالیت (بخش) و فرض تکنولوژی مختلط است و اخیراً فرض ساختار ثابت فروش فعالیت و فرض ساختار ثابت فروش محصول نیز وارد عرصه‌ی محاسبه‌ی جداول متقارن شده است[2]، اما فرض تکنولوژی محصول و فرض تکنولوژی فعالیت در مقایسه با سایر روش‌های فروض اقتصادی پرکاربردتر بوده است.

طی پنج دهه‌ی اخیر، بحث‌ها و مطالعات متعددی پیرامون معایب و مزایای به‌کارگیری فرض تکنولوژی محصول و فرض تکنولوژی فعالیت در محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده صورت

---

1 .Viet (1994)

[2]. فرض ساختار ثابت فروش فعالیت و فرض ساختار ثابت فروش محصول در واقع همان فرض تکنولوژی محصول و فرض تکنولوژی فعالیت هستند که در محاسبه‌ی جدول متقارن استفاده می‌شوند، با این تفاوت که اخیراً فرض تکنولوژی محصول برای جدول متقارن فعالیت در فعالیت استفاده نمی‌شود و به جای آن از فرض ساختار ثابت فروش محصول و یا فرض ساختار ثابت فروش فعالیت استفاده می‌شود. اصطلاحات مذکور، نخستین بار در گزارش Eurostat, 2008 معرفی شده و پس از آن، برای اولین بار در گزارش SNA, 2008 نیز مورد استفاده قرار گرفته است. ذکر این نکته ضروری است که این اصطلاحات، هنوز وارد ادبیات اقتصاد داده-ستانده‌ی ایران نشده‌اند و در این مقاله از واژه‌های جدید استفاده می‌شود. بررسی این موضوع که چرا اخیراً نهادهای بین‌المللی آماری برای محاسبه‌ی جدول متقارن فعالیت در فعالیت، از واژه «تکنولوژی» استفاده نمی‌کنند و به جای آن، فرض ساختار ثابت فروش فعالیت و یا فرض ساختار ثابت فروش محصول را توصیه می‌نمایند، خارج از حوصله‌ی این مقاله است و نیاز به تلاش جداگانه‌ای دارد. برای اطلاع بیشتر در رابطه با این موضوعات به بانوئی و همکاران (۱۳۹۴) مراجعه نمائید.

گرفته است. برخی پژوهشگران بر این باورند که فرض تکنولوژی محصول (یا فرض ساختار ثابت فروش فعالیت)، از پایه‌ی نظری قابل قبولی برخوردار است به عبارت دیگر فرض تکنولوژی محصول تنها مدلی است که تمامی چهار ویژگی مطلوب نظری (یعنی تراز تولیدی[۱]، تراز مالی[۲]، تغییر ناپذیری مقیاس تولید[۳] و تغییرناپذیری قیمت[۴]) را تأمین می‌کند (UN, 2009)، از این رو در محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده، به‌کارگیری فرض تکنولوژی محصول را پیشنهاد می‌دهند. در مقابل، عده‌ای معتقدند که فرض تکنولوژی محصول با مسائل و محدودیت‌های جدی روبروست. نخست آنکه به لحاظ ریاضی، ظهور عناصر منفی در جدول متقارن داده-ستانده با استفاده از فرض تکنولوژی محصول اجتناب‌ناپذیر بوده و فاقد توجیه اقتصادی است. دوم آنکه، محاسبه‌ی جداول داده-ستانده مبتنی بر فرض تکنولوژی محصول، مستلزم مربع نمودن جداول عرضه و مصرف است که در پی آن، اطلاعات برخی از سطرها و ستون‌ها با دیگر سطرها و ستون‌ها ادغام می‌شود که به معنای از بین رفتن آمارهای جزئی‌تر و محاسبه‌ی جدول متقارن با ابعادی کوچکتر خواهد بود. درحالی‌که، برخی پژوهشگران، به‌کارگیری فرض تکنولوژی فعالیت (یا فرض ساختار ثابت فروش محصول) را توصیه می‌نمایند و بر این عقیده‌اند که هر چند فرض تکنولوژی فعالیت، پایه نظری قابل قبولی ندارد اما به دلیل آن‌که اولاً از جداول عرضه و مصرف مستطیلی می‌توان در محاسبه‌ی جدول متقارن استفاده نمود و ثانیاً غیر منفی بودن تمامی درایه‌های جدول داده-ستانده تضمین می‌شود، لذا به‌کارگیری آن بر فرض تکنولوژی محصول ارجحیت دارد[۵].

صرف‌نظر از معایب و مزایای هر یک از فروض اقتصادی، انتخاب هر یک از آن‌ها بدین معناست که از میان تکنولوژی‌های متفاوتی که در تولید یک محصول وجود دارد، کارشناسان ناگزیرند تا

---

[۱]. معیار تراز مقداری یا تراز تولیدی بیان می‌کند که ارزش کل تولید کالا باید با نیازهای واسطه‌ای آن برابر باشد. یعنی q=Aq+fc که رابطه مذکور را می‌توان به صورت AVc=Ue نیز بازنویسی کرد.

[۲]. رابطه تراز مالی مشخص می‌کند که ارزش تولید یک کالا باید با هزینه آن کالا برابر باشد. یعنی P=PA+V که فرم خلاصه شده آن به صورت e'AV=e'U قابل بیان خواهد بود.

[۳]. این معیار نشان‌دهنده آن است که ماتریس ضرایب مستقیم A با تغییر پایه‌های قیمتی در ماتریس‌های ساخت و جذب بدون تغییر باقی می‌ماند، یعنی $A(pU,Vp) = pA(U,V)p^{-1}$ است.

[۴]. این معیار بیانگر آن است که اگر نسبت تولید کالاها و نیازهای واسطه‌ای به یک نسبت افزایش یابند، ماتریس ضرایب مستقیم A تغییر نمی‌کند. یعنی $A(U\hat{s},\hat{s}V) = A(U,V)$ که در آن، s نسبت یا مقیاس تولید و نهاده را نشان می‌دهد (برای اطلاعات بیشتر به مقاله رئودا کانتوچه و تن‌را، ۲۰۱۳ مراجعه نمایید).

[۵]. برای اطلاع بیشتر درباره این موضوعات مراجعه نمایید به:

Lenzen and Rueda-Cantuche (2012), Rueda-Cantuche (2011), Rueda-Cantuche and Ten-Raa (2013), De Mesnard (2011), Ten-Raa and Rueda-Cantuche (2007).

برای محاسبه‌ی جداول متقارن داده-ستانده و انتقال محصولات فرعی، صرفاً یک ساختار نهاده‌ای را انتخاب کنند. همین موضوع سبب می‌شود تا وقوع خطا اجتناب‌ناپذیر باشد. علاوه بر این، اگر فرض تکنولوژی محصول (یا فرض ساختار ثابت فروش فعالیت)، مبنای محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده قرار گیرد، دو عامل غیر هم‌جهت، احتمال وقوع خطا را تحت تأثیر قرار می‌دهند و بسته به برآیند این دو، ممکن است خطا افزایش یا کاهش یابد. عامل نخست، منجر به احتمال افزایش خطا می‌شود زیرا به‌کارگیری فرض مذکور موجب ظهور درایه‌های منفی در ناحیه‌ی مبادلات واسطه‌ای جدول داده-ستانده می‌شود که در این صورت استفاده از فروض بیشتر، اطلاعات اضافی و روش‌هایی را جهت حذف این عناصر منفی اجتناب‌ناپذیر می‌سازد. البته طرفداران فرض تکنولوژی محصول بر این باورند که بروز این درایه‌های منفی به دلیل خطاهایی است که در فرآیند جمع‌آوری داده‌ها رخ می‌دهد و نباید نگرانی در خصوص این تعدیل‌ها داشت (آلمن، ۲۰۰۱[1]). در مقابل، عامل دوم منجر به کاهش احتمال وقوع خطا می‌شود و دلیل آن در این موضوع نهفته است که فرض تکنولوژی محصول، ضمن برخورداری از پشتوانه‌ی نظری قابل قبول، همان‌طور که اشاره شد تنها فرضی است که تمامی چهار ویژگی مطلوب نظری تراز تولیدی، تراز مالی، تغییر ناپذیری مقیاس تولید و تغییرناپذیری قیمت را تأمین می‌کند[2].

علاوه بر خطاهایی که مترتب بر فرآیند جمع‌آوری آمار و اطلاعات در تدوین جداول عرضه و مصرف است و به تبع آن تلفیق موضوع فوق با انواع خطاهای دیگری که در تدوین جداول داده-ستانده رخ می‌دهد، سبب شده است تا تردیدهایی درباره قطعی بودن داده‌های این جداول و تصادفی بودن آن‌ها مطرح شود. عمده‌ترین خطاها به دلایلی چون تجمیع داده‌ها، نظرات کارشناسی و ... که در ادامه توضیح داده خواهد شد، ایجاد می‌شود.

بروز انواع مختلف خطاها در تدوین جدول داده-ستانده سبب شده است تا برخی پژوهشگران اقتصاد داده-ستانده، کانون توجه خود را بر مسئله‌ی تجزیه و تحلیل تصادفی جداول داده-ستانده متمرکز نمایند و از این موضوع به عنوان یکی از مسائل محوری در چشم‌انداز دهه‌های آتی یاد کنند (دیازنباخر و همکاران[3]، ۲۰۱۳). به لحاظ روش‌شناسی پژوهش‌های صورت گرفته، دو رویکرد کلی در زمینه‌ی

---

[1]. Almon (2001)

[2]. بررسی جنبه‌های نظری و عملی چهار ویژگی فوق خارج از حوصله‌ی مقاله حاضر است و نیاز به تلاش جداگانه‌ای دارد. برای اطلاعات بیشتر در رابطه با این موضوعات به:
DeMesnard (2011), Jansen and Ten-Raa (1990), Ten-Raa (1988), Ten-Raa, et al (1984) and Viet (1994) مراجعه نمایید.

[3]. Dietzenbacher (2013)

تجزیه و تحلیل تصادفی جداول داده–ستانده و برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید قابل شناسایی است که عبارتند از رویکرد تدوین‌کنندگان[۱] و رویکرد کاربران[۲]. وجه تمایز دو رویکرد مذکور نیز در نقطه‌ی شروع تجزیه و تحلیل تصادفی داده–ستانده و برآورد میزان اریب آن‌ها نهفته است؛ به طوری‌که در رویکرد کاربران، ماتریس ضرایب مستقیم (a_{ij}) و در رویکرد تدوین‌کنندگان، ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین بخشی (یا بین کالایی) به عنوان نقطه‌ی شروع این تجزیه و تحلیل در نظر گرفته می‌شود[۳].

حال اگر مشاهدات فوق مبنای ارزیابی پژوهش‌های انجام گرفته در ایران قرار گیرد[۴] به چند مشاهده‌ی کلی خواهیم رسید. نخست آنکه در مطالعات مرتبط با تجزیه و تحلیل تصادفی جداول داده–ستانده، به دو رویکرد فوق‌الذکر اشاره نشده است، دوم آنکه فقط ضرایب مستقیم به عنوان نقطه‌ی شروع تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند و سوم و از همه مهمتر آن‌که، تأثیر انتخاب فروض تکنولوژی بر سنجش اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید که سؤال اصلی مقاله نیز هست، اساساً مورد توجه قرار نگرفته است. چهارم آن‌که، نتایج این پژوهش‌ها هیچ‌گونه پیشنهادی به تدوین‌کنندگان جدول داده–ستانده مانند بانک مرکزی و مرکز آمار ایران ارائه نمی‌کنند.

مقاله حاضر در پی آن است تا ضمن تشریح دقیق دو رویکرد فوق، در چارچوب رویکرد تدوین‌کنندگان این سوال را مورد کنکاش قرار دهد که: آیا انتخاب فروض مختلف تکنولوژی در محاسبه‌ی جداول متقارن بر میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید اثرگذار است یا خیر؟

برای این منظور مطالب مقاله‌ی حاضر در هشت بخش سازماندهی می‌شود. نخستین بخش پس از مقدمه به عمده‌ترین دلایل خطاهای آماری در تدوین جدول می‌پردازد. مروری بر ادبیات خارجی با تأکید بر برآورد اریب ضرایب فزآینده‌ی تصادفی تولید و اثر انتخاب فروض مختلف تکنولوژی بر آن در بخش سوم ارائه می‌شود. در بخش چهارم مطالبی پیرامون چارچوب نظری محاسبه جداول متقارن داده–ستانده بر مبنای فرض تکنولوژی محصول و فرض ساختار ثابت فروش محصول آورده می‌شود. چارچوب نظری برآورد اریب ضرایب فزآینده‌ی تولید و مراحل

---

1. Complier's Approach
2. Practitioner's Approach

۳. ذکر این نکته ضروری است که تن‌را و رئودا کانتوچه (۲۰۰۷)، بر اساس جداول عرضه و مصرف، تجزیه و تحلیل‌های تصادفی را انجام داده‌اند که در بخش‌های بعدی درباره آن بحث خواهد شد.

۴. به رغم سابقه طولانی و مطالعات وسیعی که در حوزه تجزیه و تحلیل تصادفی داده–ستانده در خارج از کشور صورت گرفته است، پژوهش‌های انجام شده در ایران اندک بوده و محدود به مقالات جهانگرد (۱۳۷۹)، جهانگرد و عاشوری (۱۳۸۹) و جهانگرد و حسینی (۱۳۹۱) است.

شبیه‌سازی مونت‌کارلویی با تأکید بر رویکرد تدوین‌کنندگان در بخش پنجم تشریح می‌شود. بخش ششم به پایه‌های آماری تحقیق اختصاص یافته است. بخش هفتم نیز شامل برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید و بخش هشتم دربردارنده‌ی خلاصه‌ی نتایج مقاله است.

۲- دلایل بروز خطاهای آماری

علاوه بر خطاهایی که مترتب بر فرآیند جمع‌آوری آمار و اطلاعات در تدوین جداول عرضه و مصرف است و به تبع آن تلفیق موضوع فوق با انواع خطاهای دیگری که در تدوین جداول داده- ستانده رخ می‌دهد سبب شده است تا تردیدهایی درباره قطعی بودن داده‌های این جداول و تصادفی بودن آن‌ها مطرح شود که عمده‌ترین خطاها به دلایل زیر ایجاد می‌شود:

- **تجمیع:** هزاران محصول مختلف و با درجه‌های کیفی متفاوت در اقتصاد تولید می‌شود، لکن آخرین جدول تفصیلی داده-ستانده‌ای که در ایران تدوین شده، جدول متقارن محصول در محصول به ابعاد ۹۱ × ۹۱ سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران است. در حقیقت، داده‌های IO یک بازنمای تجمیع‌شده از دنیای واقعی را فراهم می‌کند و کالاهای مختلف بر مبنای همگنی با یکدیگر تجمیع شده و یک گروه کالا یا محصول همگن را تشکیل می‌دهند. این مسئله درباره‌ی فعالیت‌های (بخش‌های) اقتصادی نیز حاکم است.
- **تنوع و گستردگی پایه‌های آماری در محاسبه‌ی جداول داده-ستانده:** داده‌هایی که در تدوین جدول IO استفاده می‌شوند متعدد و متنوع هستند که برای نمونه می‌توان به ساختار هزینه‌ای و تولید کالاها در هر یک از بخش‌ها، اجزای ارزش افزوده، بردار تقاضای نهایی (که خود مشتمل بر مصرف خانوارها، تشکیل سرمایه، مخارج دولت، واردات و صادرات است)، اشاره نمود. با توجه به اینکه اولاً داده‌ها و اطلاعات جدول داده-ستانده دارای ماهیت متفاوتی هستند، برای نمونه بردار ارزش افزوده ماهیت بخشی، بردار تقاضای نهایی ماهیت کالایی و ماتریس مبادلات واسطه‌ای جدول مصرف ماهیت کالا در بخش دارد و ثانیاً از آنجا این داده‌ها لزوماً متعلق به سال تهیه‌ی جدول نیستند و ممکن است مربوط به سال‌های ماقبل یا مابعد سال تهیه‌ی جدول باشند نیاز به یک سری تعدیلات دارند که این تعدیلات خود می‌توانند سبب بروز خطا شود.
- **عدم انطباق زمانی بین سال هدف‌گذاری شده برای تدوین جدول و جمع‌آوری آمارها:** تدوین جدول داده-ستانده، امری زمان‌بر است. برای نمونه، جدول داده-ستانده‌ی متقارن محصول در محصول سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران و جدول فعالیت در فعالیت سال ۱۳۷۸ بانک

مرکزی، به ترتیب در سال‌های ۱۳۸۷ و۱۳۸۴ انتشار یافته است. بدیهی است که هرچه شکاف و وقفه‌ی زمانی افزایش یابد، بر احتمال و شدت بروز خطا افزوده می‌شود. این مسئله به ویژه در جمع‌آوری آمارهای مربوط به مصرف خانوارها، ساختار هزینه‌ای و محصولات تولیدی بنگاه‌های کوچک اقتصادی (که الزامی به نگهداری دفاتر رسمی و ثبت معاملات ندارند) و فعالان اقتصادی در بخش خدمات از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. نکته‌ی مهم این است که بین سال پایه‌ی جدول و پایه‌های آماری جدول تناسب وجود ندارد. تصور اینکه کلیه‌ی پایه‌های آماری مربوط به سال پایه‌ی جدول است، امری غیر ممکن است. برای تدوین این نوع جداول از پایه‌های آماری نزدیک به سال پایه‌ی جدول استفاده می‌شود. هماهنگی این نوع پایه‌های آماری با سال پایه‌ی جدول نیاز به تعدیل دارد، که این فرآیند تعدیل خود می‌تواند منجر به خطاهای آماری می‌شود.

- **نظرات کارشناسی:** برخی از آمارهای جدول داده-ستانده نه بر اساس برآوردهای مبتنی بر نمونه‌گیری، بلکه صرفاً از طریق نظرات کارشناسی ایجاد می‌شود. برای نمونه، آمار واردات توسط گمرک و براساس کدهای HS به نهادهای متولی تدوین جدول داده-ستانده ارائه می‌شود و این نهادها می‌بایستی آن‌ها را بر اساس کدهای ISIC یا CPC مجدداً طبقه‌بندی نمایند. همچنین تفکیک واردات کل به واردات واسطه‌ای، مصرفی و سرمایه‌ای نیز توسط کارگروهی مرکب از کارشناسان برخی نهادها صورت می‌گیرد، لذا بروز خطا اجتناب‌ناپذیر خواهد بود.
- **تعمیم یک فرض تکنولوژی به تمامی کالاهای فرعی:** در فرآیند محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده با استفاده از جداول عرضه و مصرف و به دلیل عدم اطلاع دقیق از ساختار هزینه‌ای کالاهای فرعی، عمدتاً از فرض تکنولوژی محصول و یا فرض تکنولوژی فعالیت استفاده می‌شود که تعمیم یک فرض تکنولوژی به تمامی کالاهای فرعی بر خطاهای محاسبه‌ی جداول IO می‌افزاید.

۳- مروری بر مطالعات خارجی پیرامون برآورد اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید و اثر انتخاب فروض مختلف تکنولوژی بر آن

همان‌طور که پیش‌تر ذکر شد تردید در خصوص تصادفی بودن پایه‌های آماری جدول داده-ستانده به شش دهه‌ی پیش باز می‌گردد. تصادفی بودن پایه‌های آماری و سنجش آن در شش دهه گذشته در قالب دو رویکرد کاربران و تدوین‌کنندگان صورت گرفته است که در این بخش، مروری مختصر بر مطالعات پیشین ارائه خواهد شد.

۳-۱- تصادفی بودن پایه‌های آماری جدول از منظر رویکرد کاربران

ایوانز (۱۹۵۴)[1]، از نخستین پژوهشگرانی است که به تحلیل خطای داده-ستانده پرداخت و با فرض آن‌که فقط یک ردیف از عناصر ماتریس ضرایب فنی (A) متغیر و تصادفی هستند به استخراج فرمولی برای پراکنش بردار ستانده پرداخت. کوانت (۱۹۵۸)[2] نیز از طریق شبیه‌سازی برای اقتصاد دو بخشی و با ارائه‌ی دلایل نظری و تحلیلی نشان داد که خطاهای موجود در ضرایب فنی، سبب می‌شود تا این ضرایب، ساختاری تصادفی داشته باشند و در قالب این الگو، وی نواحی اطمینان[3] را پیرامون جواب‌های ستانده‌ی ناخالص استخراج کرد. وی در مقاله سال ۱۹۵۹ خود نیز واریانس و کوواریانس ماتریس ضرایب فزاینده $(I-A)^{-1}$ را برای یک اقتصاد سه بخشی محاسبه نمود و از این طریق، واریانس بردار ستانده را برآوردکرد. نتایج شبیه‌سازی این مقاله حاکی از آن بود که خطاهای در ستانده‌ی ناخالص، تمایل به اریب دارد.

دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ میلادی با پیشرفت‌های قابل ملاحظه‌ای در تجزیه و تحلیل تصادفی الگوی داده-ستانده مقارن گردید و مطالعات متعددی در حوزه‌ی ماهیت احتمالاتی الگوهای داده-ستانده، سنجش دقت مدل‌سازی داده-ستانده و محاسبه‌ی اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید صورت گرفت. برای مثال، مک مینامین و هارینگ (۱۹۷۴)[4] به واکاوی صحّت ضرایب فنی، تقاضای نهایی کل، ارزش افزوده، مبادلات واسطه‌ای، واردات و صادرات و برآوردهای ضرایب فزاینده پرداختند. سیمونویت (۱۹۷۵)[5] در ادامه پژوهش‌های کوآنت و ایوانز، مقایسه‌ای بین ارزش مورد انتظار ماتریس لئونتیف با مقادیر مورد انتظار معکوس‌اش انجام داد و نتیجه گرفت که با فرض مستقل بودن تمامی عناصر ماتریس ضرایب فنی (A) آنگاه؛ $E[(I-A)^{-1}] \geq [I-E(A)]^{-1}$ و اگر تمامی ضرایب به طور متقارن توزیع شده باشند و مجموع سطر و ستون، مشخص باشد، حداقل یک عنصر از ماتریس معکوس لئونتیف دارای بیش برآوردی خواهد بود و حداقل یک عنصر نیز کمتر از حد برآورد خواهد شد. نابرابری فوق از ادعای ایوانز مبنی بر وجود آثار خنثی‌کننده خطا حمایت می‌کند. در پژوهش گویکواچی و هانسن (۱۹۷۸)[6] نیز ضرایب فنی و متغیرهای تقاضا در چارچوب داده-ستانده، متغیرهای تصادفی در نظر گرفته شدند.

---

1. Evans (1954)
2. Quandt (1958)
3. Confidence Intervals
4. McMenamin and Haring (1974)
5. Simonovits (1975)
6. Goicoechea and Hansen (1978)

لاهیری و ساچل (۱۹۸۶)[1] نشان دادند که در فرمول‌بندی ارائه شده توسط سیمونویت، خطای تصریح وجود دارد و با فرض تصادفی بودن ماتریس ضرایب فنی، مجدداً رابطه‌ی بین مقادیر مورد انتظار معکوس لئونتیف و مقادیر واقعی را بررسی نمودند. مسئله تقریب تابع چگالی ضرایب فزاینده و گشتاورهای آن نیز توسط وست (۱۹۸۶)[2] مورد مطالعه قرار گرفت. وی با فرض آن‌که اجزای خطا کوچک، مستقل و دارای توزیع نرمال هستند، فرمول چگالی احتمال انحراف از ضرایب فزاینده را محاسبه نمود و به این نتیجه دست یافت که مقدار مورد انتظار اجزاء خطا مثبت است و توزیع ضرایب فزاینده، چولگی مثبت دارد.

تن را و استیل (۱۹۹۳)[3] مدل تحلیل تصادفی داده-ستانده را مورد تجدید نظر قرار داده و تلاش نمودند تا کاستی‌ها و ناسازگاری فرمول‌هایی که در مطالعه‌ی وست (۱۹۸۶) وجود دارد را برطرف نمایند. آنان تحلیل کردند که فرض نرمال بودن توزیع خطاها در ماتریس ضرایب فنی در مطالعه‌ی وست، نادرست است و باید توزیع بتا را برای ساختار خطای تصادفی در نظر گرفت. نتایج مطالعه‌ی مشترک تن را و جانسن (۱۹۹۸)[4] نیز حاکی از اریب ضرایب فزاینده یا ماتریس معکوس لئونتیف بود.

بی‌نون و ماندی (۲۰۰۸)[5] نیز در مطالعه‌ای با استفاده از روش تحلیل تصادفی به شناسایی بخش‌های کلیدی اقتصاد ولز پرداختند و با به‌کارگیری شبیه‌سازی مونت کارلو، حجم نمونه ۱۰ هزارتایی ایجاد شده و ضرایب فنی تصادفی که دارای تابع توزیع بتا هستند را به دست آوردند. پس از آن، تابع چگالی احتمال برای برآورد دامنه‌ی پیوندهای پسین، پیشین و شناسایی بخش‌های کلیدی را محاسبه نموده و در ادامه، برای مقایسه‌ی بخش کلیدی حاصل شده از جداول تجمیع شده و تجمیع نشده، از روش تحلیل تصادفی استفاده نموده‌اند.

۳-۲- تصادفی بودن پایه‌های آماری جدول از منظر رویکرد تدوین کنندگان

مطالعات تجربی و نظری ارائه شده در قسمت پیشین، ماتریس ضرایب مستقیم را به عنوان مبنای سنجش تصادفی بودن داده‌ها مد نظر قرار داده‌اند که به رهیافت کاربران مشهور شده است. اما از دهه‌ی ۱۹۷۰ میلادی به بعد، برخی دیگر از پژوهشگران تلاش نمودند تا در چارچوب رویکرد

---

1. Lahiri and Satchell (1986)
2. West (1986)
3. Ten Raa and Steel (1993)
4. Ten Raa and Jansen (1998)
5. Beynon and Munday (2008)

تدوین‌کنندگان، از ماتریس مبادلات واسطه‌ای به عنوان نقطه‌ی شروع تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده استفاده نمایند. برای نمونه، گرکینگ (۱۹۷۶ و ۱۹۷۹)[1] و دیازنباخر (۱۹۸۸)[2] از جمله پژوهشگرانی بودند که این رویکرد را مطرح و در مقالات خود به کارگرفتند. رولاند هوست (۱۹۸۹)[3] نیز با پیروی از این رویکرد، شبیه‌سازی‌های مونت کارلویی را انجام داد و اثبات نمود که برآوردهای ضرایب فزاینده ناریب هستند. در مطالعه‌ی دیازنباخر (۱۹۹۵)، نیز یافته‌های رولاند هوست مورد تأیید قرار گرفت.

دیازنباخر (۲۰۰۶) در مطالعه‌ی برجسته‌ی دیگری درباره‌ی متفاوت بودن نتایج مطالعات نظری و پژوهش‌های تجربی درباره‌ی اریب ضرایب فزاینده تولید بحث نمود و نشان داد که کوچک بودن اندازه‌ی نمونه در پژوهش‌های تجربی، سبب شده است تا پژوهشگران به این نتیجه برسند که ضرایب فزاینده‌ی تولید ناریب هستند. در شبیه‌سازی‌های مونت کارلویی که وی انجام داد، حجم نمونه از ۱۰ تا ۱۰ هزار در نظر گرفته شد و این نتیجه حاصل شد که با افزایش اندازه‌های نمونه، ضرایب فزاینده برآورد شده دارای اریب مثبت و معنی‌داری خواهند بود.

از سال ۲۰۰۰ میلادی به بعد، تحولات قابل‌توجهی در تجزیه و تحلیل جداول داده-ستانده رخ داد و پیشگامان این تغییرات، تن را و کانتوچه (۲۰۰۷)[4] و کانتوچه و همکاران (۲۰۱۳) بوده‌اند. این پژوهشگران تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده را بسط داده و فرض نموده‌اند که جداول عرضه و مصرف که بر اساس آن‌ها، جداول داده-ستانده متقارن و ماتریس ضرایب فنی محاسبه می‌شوند، تصادفی باشند. در نهایت آنان نشان داده‌اند که هر چند اریب‌ها به لحاظ آماری معنی‌دار هستند اما بسیار کوچک بوده که یافته‌های پژوهش‌های پیشین را تأیید می‌کنند.

اکثر مطالعات انجام شده در ایران در زمینه‌ی تحلیل‌های داده-ستانده‌ای مبتنی بر روش‌های غیر تصادفی بوده‌اند. پژوهش‌هایی که در زمینه‌ی تحلیل تصادفی داده-ستانده نیز صورت گرفته است مستقل از به‌کارگیری رویکردهای خاص بوده و همچنین مستقل از تأثیر فروض مختلف تکنولوژی محدود به سه مطالعه‌ای است که توسط جهانگرد (۱۳۷۹)، جهانگرد و عاشوری (۱۳۸۹) و جهانگرد و حسینی (۱۳۹۲) انجام شده است.

جهانگرد (۱۳۷۹) از مدل کوانت و حالت عمومی مسئله برای تخمین ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید استفاده نموده است. نتایج مطالعه‌ی وی نشان می‌دهد که بین برآورد نقطه‌ای و برآورد

---

1. Gerking (1976 and 1979)
2. Dietzenbacher (1988)
3. Roland-Holst (1989)
4. Ten-Raa and Cantuche (2007)

فاصله‌ای در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ضریب‌های فزاینده درآمد و تولید تفاوت زیادی وجود دارد به‌طوری‌که استفاده از ضریب‌های فزاینده فاصله‌ای به دلیل خطاهای موجود در جدول داده–ستانده ایران، قابل اتکاتر است. جهانگرد و عاشوری (۱۳۸۹) در مقاله‌ای تبیین نموده‌اند که به دلیل استفاده از داده‌های آماری فراوان در تحلیل‌های داده–ستانده، به کارگیری فروض مختلف تکنولوژی[1] در محاسبات و تبدیل جداول عرضه و مصرف به ماتریس‌های متقارن، تحلیل‌های مبتنی بر داده–ستانده در معرض خطاهای آماری متعدد هستند که بر نتایج حاصل از این جداول نیز تأثیر می‌گذارد. به همین دلیل، محققان برای تصادفی در نظر گرفتن داده‌های داده–ستانده و لحاظ خطاهای موجود؛ از تلفیق مدل‌های داده–ستانده با اقتصادسنجی بهره جسته‌اند و به این نتیجه دست یافته‌اند که اقتصاد ایران خدمات محور است. این نتیجه در تضاد با نتیجه‌ی حاصل از رویکرد سنتی IO مبنی بر صنعت محور بودن اقتصاد ایران از حیث بخش‌های کلیدی، قرار دارد. جهانگرد و حسینی (۱۳۹۲) با استفاده از رویکرد تحلیل تصادفی به تعیین بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران پرداخته و از جدول داده–ستانده سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران و از روش برآوردهای فاصله‌ای و شبیه‌سازی مونت کارلو استفاده نموده‌اند.

با توجه به مطالعات صورت گرفته در ایران به چند مشاهده کلی می‌رسیم: نخست آن‌که در مطالعات مرتبط با تجزیه و تحلیل تصادفی جداول داده–ستانده، به دو رویکرد فوق‌الذکر اشاره نشده است، دوم آنکه در کلیه‌ی پژوهش‌ها، ضرایب مستقیم به عنوان نقطه‌ی شروع تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند و سوم آن‌که، تأثیر انتخاب فروض تکنولوژی بر سنجش ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید اساساً مورد توجه قرار نگرفته است. مقاله حاضر در پی آن است تا با استفاده از رویکرد تدوین‌کنندگان (که تمرکز بر جدول مبادلات واسطه‌ای دارد) به بررسی این موضوع بپردازد که آیا انتخاب فروض مختلف اقتصادی در محاسبه‌ی جدول داده–ستانده متقارن بر میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید اثرگذار است یا خیر؟

---

[1]. در این مقاله به کارگیری فروض مختلف تکنولوژی در محاسبات و تبدیل جداول عرضه و مصرف به ماتریس‌های متقارن به عنوان یکی از عوامل ایجاد کننده خطا مطرح گردیده اما تأثیر به کارگیری هر یک از این فروض بر میزان خطا مورد بررسی قرار نگرفته است.

۴- چارچوب نظری محاسبه‌ی جداول داده-ستانده متقارن بر مبنای فرض تکنولوژی محصول و فرض ساختار ثابت فروش محصول و ضرایب فزاینده‌ی تولید

در گام اول به منظور برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید، باید به تشریح پایه‌های نظری محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده‌ی فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول و جدول متقارن داده-ستانده‌ی محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول پرداخته شود. همان‌طور که اشاره شد، استفاده از فرض تکنولوژی محصول، منجر به ظهور درایه‌های منفی می‌شود که باید از روش‌هایی برای حذف عناصر منفی استفاده کرد. تعدیلاتی که در جدول متقارن داده-ستانده مبتنی بر فرض تکنولوژی محصول رخ می‌دهد موجب می‌شود که اریب ضرایب فزاینده‌ی محاسبه شده از این جدول، بیش از جدول داده-ستانده‌ای باشد که با استفاده از فرض ساختار ثابت فروش محصول رخ می‌دهد. با عنایت به این مسئله که مقاله‌ی حاضر به دنبال بررسی اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید جداول داده-ستانده است، در ادامه ضمن ارائه‌ی مفهوم ضرایب فزاینده، به طور اجمالی کاربرد و اهمیت این ضرایب نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۴-۱- جدول متقارن داده-ستانده‌ی فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول (یا فرض تکنولوژی فعالیت)[۱]

فرض ساختار ثابت فروش محصول[۲] بدین معناست که هر محصول ساختار فروش مخصوص به خود را دارد که این ساختار، مستقل از فعالیتی است که آن را تولید می‌کند. به عبارت دیگر، اگر دو فعالیت و دو گروه محصول وجود داشته باشد و بخش اول، علاوه بر محصول اصلی (یعنی محصول ۱)، محصول فرعی (یعنی محصول ۲) را تولید کند و فعالیت دوم، فقط محصول اصلی

---

[۱]. با توجه به اینکه تمرکز مقاله‌ی حاضر بر محاسبه‌ی اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید است، جهت آشنایی بیشتر با پایه‌های نظری محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده‌ی فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول (یا فرض تکنولوژی فعالیت)، می‌توان به رساله‌ی کارشناسی ارشد زهرا ذبیحی (۱۳۹۴) با عنوان «برآورد اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید جداول داده-ستانده متقارن ایران از منظر تدوین‌کنندگان» مراجعه نمود.

[۲]. توجه داشته باشیم که به لحاظ روش‌شناسی بکارگیری فروض ساختار ثابت فروش (فعالیت و یا محصول) در محاسبه‌ی جداول متقارن فعالیت در فعالیت ریشه در الگوی عرضه محور گش دارد. به لحاظ نظری الگوی مذکور نیز مورد مناقشه‌ی تحلیل‌گران اقتصاد داده-ستانده است که بررسی جنبه‌های مختلف این ابعاد خارج از حوصله‌ی مقاله‌ی حاضر است و نیاز به تلاش جداگانه‌ای دارد.

مختص به خود (یعنی محصول ۲) را تولید نماید، آنگاه محصول فرعی که توسط فعالیت یک تولید می‌شود به نسبت ساختار ثابت فروش محصول ۲ به سایر فعالیت‌های اقتصادی و تقاضای نهایی فروخته می‌شود. در واقع، انتقال محصولات فرعی تولید شده توسط یک فعالیت، بر مبنای ساختار فروش فعالیتی که این محصول را به عنوان محصول اصلی تولید می‌کند، توزیع می‌شود[۱].

۴-۲- جدول متقارن داده-ستانده‌ی محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول

فرض تکنولوژی محصول، بدین معناست که یک محصول مشخص توسط هر فعالیتی که تولید شود، دارای ساختار هزینه‌ی یکسان است (دی‌مسنارد[۲]، ۲۰۱۱؛ SNA[۳]، ۲۰۰۸؛ استینج[۴]، ۱۹۹۰ و میلر و بلیر[۵]، ۲۰۰۹). فرض مذکور به فرض تکنولوژی خالص محصول[۶] یا فرض تکنولوژی افراطی محصول نیز معروف است. در این فرض، سهم محصولات (مستقل از ماهیت محصولات اصلی و محصولات فرعی) در ارزش کل تولید یک فعالیت ثابت در نظر گرفته می‌شود[۷].

۴-۳- ضرایب فزاینده‌ی تولید

مفهوم ضریب فزاینده بر تفاوت میان اثر اولیه‌ی یک تغییر برون‌زا و اثرات کل ناشی از آن تغییر استوار است (میلر و بیلر، ۲۰۰۹). این اثرات به سه دسته تقسیم می‌شوند؛ یک- اثر مستقیم[۸]، دو- اثرات مستقیم و غیر مستقیم[۹] که از ماتریس معکوس لئونتیف قابل محاسبه است و سه- اثرات مستقیم و غیر مستقیم و القایی[۱۰] (جهانگرد، ۱۳۹۳). ضریب فزاینده‌ای که شامل اثرات مستقیم و

---

[۱]. مهاجری (۱۳۹۲) نشان داده است که فرض ساختار ثابت فروش محصول، همان فرض تکنولوژی بخش است، لذا فرآیند محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده فعالیت در فعالیت با استفاده از فرض تکنولوژی فعالیت (SNA,2008) همانند فرآیند محاسبه جدول فعالیت در فعالیت با استفاده از فرض ساختار ثابت فروش محصول (Eurostat, 2008) خواهد بود.

[2]. DeMesnard (2011)
[3]. System of National Accounts (2008)
[4]. Steenge (1990)
[5]. Miller and Blair (2009)
[6]. Pure Product Technology

[۷]. برای اطلاع بیشتر از پایه‌های نظری محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده‌ی محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول، به مقاله‌ی مهاجری و همکاران (۱۳۹۴) مراجعه نمایید.

[8]. Direct Effect or Initial Effect
[9]. Direct and Indirect Effect
[10]. Direct, Indirect and Induced Effect

غیر مستقیم است، ضریب فزاینده‌ی ساده و ضریب فزاینده‌ای که شامل اثرات مستقیم و غیر مستقیم و القایی است نیز به عنوان ضریب فزاینده‌ی کل نامیده می‌شود.

ماتریس ضرایب فزاینده تولید که به ماتریس معکوس لئونتیف معروف است، نقش مهمی در الگوی داده-ستانده ایفا می‌کند چرا که یکی از کاربردهای اصلی گردآوری آمار و اطلاعات در قالب الگوی داده-ستانده، ارزیابی میزان تأثیر سیاستی (به عبارت دیگر اثر یک شوک برون‌زا) بر ستانده‌ی کل اقتصاد است؛ که چنین بررسی و ارزیابی را معمولاً به واسطه‌ی ضرایب فزاینده که از معکوس ماتریس لئونتیف به‌دست می‌آید، صورت می‌دهند. ماتریس ضرایب فزاینده‌ی تولید، عموماً از ماتریس ضرایب فنی (A) که منعکس‌کننده‌ی ضرایب نهاده‌ای مستقیم است و از طریق رابطه‌ی $L = (I - A)^{-1}$ حاصل می‌شود.

۵- چارچوب نظری رویکردهای اصلی در برآورد اریب ضرایب فزاینده تولید

همان‌طور که اشاره شد، ماتریس ضرایب فزاینده‌ی تولید (L) که به ماتریس معکوس لئونتیف معروف است، از ماتریس ضرایب فنی (A) و از طریق رابطه‌ی $L = (I - A)^{-1}$ بدست می‌آید. در رویکرد کاربران که رهیافت سنتی یا روش کلاسیک نیز نامیده می‌شود، فرض می‌شود که ماتریس ضرایب فنی (A) تصادفی بوده و دارای توزیع نرمال است. لذا ارزش انتظاری (میانگین ریاضی) ماتریس ضرایب فنی، همان ماتریس A خواهد بود یعنی $E(A) = A^0$. در این حالت، سیمونویت (۱۹۷۵) ثابت کرده است که ضرایب فزاینده‌ی تولید، یک اریب به سمت بالا و مثبت خواهند داشت بدین معنا که؛

$$E(L) = E[(I - A)^{-1}] > \qquad (۱)$$
$$[I - E(A)]^{-1} = (I - A^0)^{-1} = L^0$$

اریب به سمت بالای ضرایب فزاینده، نه تنها یک معمای دانشگاهی است بلکه پیامدهای جدی نیز به همراه دارد، زیرا آثار یک شوک تصادفی را بر تولید فعالیت‌های دیگر، بیش از حد برآورد می‌کند (دیازنباخر، ۲۰۰۶).

در مقابل، طیفی از پژوهشگران، رویکرد تدوین‌کنندگان را معرفی نموده و استدلال می‌کنند که ماتریس ضرایب فنی از ماتریس مبادلات واسطه‌ای استخراج می‌شود و این ماتریس در معرض انواع مختلفی از خطاهای اندازه‌گیری قرار دارد، لذا از دیدگاه عملی، باید ماتریس مبادلات واسطه‌ای را نقطه‌ی آغاز تجزیه و تحلیل تصادفی ضرایب فزاینده در نظر گرفت. دیازنباخر، دلیل احتمالی عدم استقبال از رویکرد تدوین‌کنندگان را در مراحل اضافی تبدیل مبادلات واسطه‌ای به ضرایب فنی و پیچیده‌تر شدن تحلیل‌ها بیان می‌کند و بر این باور است که به‌کارگیری فروض تصادفی برای ماتریس مبادلات واسطه‌ای، یک ماهیت تصادفی به ضرایب فنی و متعاقب آن، ضرایب فزاینده می‌دهد که تحلیل‌ها را بیشتر و پیچیده‌تر می‌سازد.

۵-۱- چارچوب نظری برآورد اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید و مراحل شبیه‌سازی مونت‌کارلویی با تأکید بر رویکرد تدوین‌کنندگان

در رویکرد تدوین‌کنندگان فرض می‌شود که ماتریس D یک ماتریس n در n است که مبادلات واسطه‌ای را نشان می‌دهد و Z_{ij} منعکس‌کننده فروش محصول (فعالیت)i به محصول (فعالیت) j است. بردار تقاضای نهایی با f نشان داده می‌شود و f_i بیانگر تقاضا برای محصولات (کالاهای تولید شده توسط فعالیت) i است که برای مصرف، سرمایه‌گذاری و صادرات تقاضا می‌شود. لذا خواهیم داشت:

$$q = Ze + f \qquad (۲)$$

یا

$$q_i = \sum_j Z_{ij} + f_i$$

که ماتریس ضرایب فنی را می‌توان از طریق رابطه‌ی $A = Z\hat{q}^{-1}$ به دست آورد و با جایگذاری در رابطه‌ی (۲)، رابطه (۳) حاصل خواهد شد.

$$q = Aq + f \qquad (۳)$$

که از حل رابطه‌ی فوق خواهیم داشت:

$$q = Lf \qquad (۴)$$

که در آن، $L = (I - A)^{-1}$ است. نقطه‌ی شروع در رویکرد تدوین‌کنندگان، ماتریس مبادلات واسطه‌ای است و اگر k منعکس‌کننده‌ی اندازه‌ی نمونه در شبیه‌سازی مونت کارلو و n تعداد فعالیت‌ها (یا محصولات) جدول داده-ستانده‌ی مورد بررسی باشد و فرض شود که z و f حول مقادیر اولیه‌شان تصادفی شده و دارای توزیع نرمال هستند، لذا برای همه مقادیر $i,j =$ $1, 2, \dots, n$ و $k = 1,2, \dots, N$ داریم:

$$Z_{ij}^k = Z_{ij}^0 + \delta_{ij}^k \quad ; \quad \delta_{ij}^k \sim N[0, (\rho^0 Z_{ij})^2] \qquad (۵)$$

$$f_i^k = f_i^0 + \varphi_i^k \quad ; \quad \varphi_i^k \sim N[0, (\rho^0 f_i)^2] \qquad (۶)$$

که در اینجا انحراف معیار خطاهای تصادفی به عنوان درصدی از مقادیر اولیه‌شان انتخاب می‌شود و در شبیه‌سازی صورت گرفته در این مقاله، همانند مطالعه دیازنباخر (۲۰۰۶) و رولاند هوست (۱۹۸۹)، $\rho^0 = 0.1$ انتخاب شده است. با تلفیق روابط (۵) و (۶)، می‌توان N جدول داده-ستانده (به تعداد اندازه‌ی نمونه در شبیه‌سازی) ایجاد کرد و به همان تعداد نیز ماتریس ضرایب فنی و ضرایب فزاینده‌ی تولید به دست خواهد آمد که در قالب رابطه‌ی (۷) نشان داده می‌شود:

$$q_i^k = \sum_j z_{ij}^k + f_i^k \quad ; \quad a_{ij}^k = {z_{ij}^k}\Big/{q_{ij}^k} \quad ; \quad L^k = (I - A^k)^{-1} \qquad (۷)$$

در ادامه، این فرضیه مورد آزمون قرار می‌گیرد که آیا ضرایب فزاینده نااریب هستند یا خیر؛ یعنی:

$$H_0 = E\left(L_{ij}^k\right) = L_{ij}^0 \qquad (۸)$$

که برای آزمون این فرضیه، ضروری است آماره‌ی t از طریق رابطه‌ی (۹) محاسبه شود:

$$t_{ij} = \frac{\bar{L}_{ij} - L_{ij}^0}{S_{ij}/\sqrt{N}} \qquad (۹)$$

که در آن $\bar{L}_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^{N} L_{ij}^{k}}{N}$ و $S_{ij}^{2} = \frac{\sum_{k=1}^{N}(L_{ij}^{k} - \bar{L}_{ij})^{2}}{N-1}$ به ترتیب متوسط و واریانس نمونه را نشان می‌دهند. میزان اریب و متوسط اریب نیز به ترتیب از طریق رابطه‌ی (۱۰) و (۱۱) محاسبه می‌شود.

$$b_{ij}^{k} = L_{ij}^{k} - L_{ij}^{0} \quad (۱۰)$$

$$\bar{b}_{ij} = \bar{L}_{ij} - L_{ij}^{0} \quad (۱۱)$$

۶- پایه‌های آماری

به منظور سنجش میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید و تأثیر فروض مختلف تکنولوژی در محاسبه‌ی جداول متقارن داده-ستانده بر اندازه‌ی اریب، دو جدول متقارن مبنای محاسبه قرار می‌گیرند. نخست، جدول فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول که بر اساس جداول عرضه و تقاضا سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران محاسبه شده است و دوم، جدول متقارن محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول سال ۱۳۸۰ که توسط مرکز آمار ایران ارائه شده است. ذکر این نکته ضروری است که جدول ارائه شده توسط مرکز آمار ایران به ابعاد ۹۱× ۹۱ محصول در محصول است که توسط بانوئی و همکاران (۱۳۹۲)، ابتدا تراز و سپس به ابعاد ۸×۸ محصول در محصول ادغام شد[۱].

---

[۱]. توجه به سه نکته در جدول داده-ستانده ارائه شده توسط مرکز آمار ایران حائز اهمیت است:

- اولاً بر اساس این جدول ملاحظه می‌شود که جمع سطری و ستونی به ترتیب نشان‌دهنده تقاضای کل و عرضه داخلی است که از این نظر، تراز جدول برقرار نمی‌باشد زیرا جمع سطری این جدول تقاضای کل را نشان می‌دهد:

$y + m = Ze + fd$

و جمع ستونی این جدول، منعکس‌کننده عرضه داخلی یا ستانده است:

$y = e'Z + VA$

- ثانیاً، تقاضای نهایی کالا در سطح کلان می‌بایستی معادل با ارزش‌افزوده باشد که از این حیث نیز، جدول ارائه شده تراز نمی‌باشد.

- ثالثاً، جایگاه واردات در این جدول نامشخص است. بنابراین لازم است که در سنجش عملکرد سرمایه‌گذاری در گروه‌های کالایی، جدول مذکور در چارچوب رابطه‌ی تراز تولیدی عرضه داخلی (ستانده) با تقاضای داخلی (ستانده) تراز گردد. یعنی می‌بایستی رابطه‌ی $y = Ze + fd - m$ برقرار باشد (بانوئی و همکاران، ۱۳۹۲).

جدول ۱: جدول متقارن داده-ستانده فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول سال ۱۳۸۰

واحد: میلیارد ریال به قیمت جاری

	کشاورزی	نفت خام و گاز طبیعی	استخراج سایر معادن	فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	صنعت	آب، برق، گاز	ساختمان	خدمات	جمع تقاضای واسطه فعالیت	تقاضای نهایی فعالیت	تقاضای داخلی (ستانده)
کشاورزی	۱۶۳۶۰	۴۲	۱۹	۲۶۳	۴۸۳۸۶	۹۷	۸۲۰	۲۹۹۰	۶۸۶۷۸	۶۶۳۸۱	۱۳۵۰۵۹
نفت خام و گاز طبیعی	۵۷	۷	۲	۷۸۹۹	۱۲۸	۸۷۱	۴۹	۱۶۲	۹۱۷۵	۱۰۴۴۵۰	۱۱۴۶۲۶
معادن	۴۹	۱۶	۱۷	۶۱	۵۰۶۴	۵	۱۴۱۴	۲۰۷	۶۸۳۳	-۹۵۰	۵۸۸۳
فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	۵۱۰۰	۳۳۶	۲۴۲	۶۸۶۰	۱۱۹۵۷	۳۲۸	۱۰۵۸	۹۴۳۴	۳۵۳۱۷	۹۲۳۷	۴۴۵۵۴
صنعت	۱۰۶۷۲	۲۷۱	۲۵۵	۲۳۶۸	۶۵۲۸۱	۷۳۱	۲۷۹۴۲	۲۶۴۱۱	۱۳۳۹۳۴	۱۲۲۱۶۷	۲۵۶۱۰۱
آب، برق، گاز	۱۸۷۱	۲۴۵	۱۹۹	۶۲۵	۴۹۹۵	۵۷۲۰	۲۵۸	۵۵۵۱	۱۹۴۳۶	۸۴۱۰	۲۷۸۴۶
ساختمان	۲۰۶	۶۹	۹۳	۷۷	۳۷۹	۱۷۵	۴۵۲۸	۷۸۱۱	۱۳۴۴۱	۷۴۴۸۶	۸۷۵۲۷
خدمات	۱۸۲۹۳	۲۱۱۲	۵۳۹	۴۶۸۵	۴۰۸۶۳	۵۴۰۰	۱۵۹۶۸	۵۱۹۵۴	۱۳۸۸۱۵	۳۴۶۱۴۸	۴۸۴۹۶۳
جمع هزینه واسطه	۵۲۶۱۰	۳۰۹۸	۱۳۳۷	۲۱۸۳۹	۱۷۶۹۵۵	۱۳۳۱۸	۵۲۰۳۸	۱۰۴۲۲۲	۴۲۵۴۲۸	۷۳۱۱۳۰	۱۱۵۶۵۵۸
ارزش افزوده	۸۲۴۴۹	۱۱۱۵۲۷	۴۵۴۵	۲۲۷۱۵	۷۹۱۴۶	۱۴۵۱۸	۳۵۴۸۹	۳۸۰۷۴۱	۷۳۱۱۳۰		
عرضه داخلی (ستانده)	۱۳۵۰۵۹	۱۱۴۶۲۶	۵۸۸۲	۴۴۵۵۴	۲۵۶۱۰۱	۲۷۸۴۶	۸۷۵۲۷	۴۸۴۹۶۳	۱۱۵۶۵۵۸		

منبع: محاسبات محقق بر اساس جداول عرضه و مصرف سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران و با استفاده از مبانی نظری محاسبه‌ی جداول متقارن داده-ستانده فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول

جدول ۲: جدول متقارن داده-ستانده محصول در محصول با «فرض عمدتاً تکنولوژی محصول با انجام تعدیلاتی بر اساس تکنولوژی مخلوط» سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران (تراز شده توسط بانوئی و همکاران، ۱۳۹۲)

واحد: میلیارد ریال به قیمت جاری

	کشاورزی	نفت خام و گاز طبیعی	استخراج سایر معادن	فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	صنعت	آب، برق، گاز	ساختمان	خدمات	جمع تقاضای واسطه‌ای محصول	تقاضای نهایی محصول	تقاضای داخلی (ستانده)
کشاورزی	۱۴۰۶۰	۰	۱	۷۹	۴۸۹۵۵	۷	۱۷۵	۱۶۵۲	۶۴۹۲۹	۶۰۱۳۰	۱۲۵۰۵۸
نفت خام و گاز طبیعی	۰	۰	۰	۸۱۸۶	۰	۵۵۵	۰	۰	۸۷۴۲	۱۰۴۳۷۰	۱۱۳۱۱۲
معادن	۴۰	۱۴	۱۵	۱۵	۵۰۵۸	۲	۱۴۴۴	۲۰۹	۶۷۸۸	−۱۱۰۲	۵۶۹۶
فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	۵۱۷۳	۳۲۱	۲۶۳	۷۶۹۴	۱۳۳۱۲	۲۵۱	۱۱۲۱	۱۰۵۸۹	۳۷۷۳۳	۸۷۷۶	۴۶۴۹۹
صنعت	۹۱۴۷	۱۱۹	۱۹۵	۱۹۵۸	۷۰۶۴۲	۵۴۹	۲۸۴۴۰	۲۷۰۵۹	۱۳۸۱۱۱	۱۱۸۱۲۸	۲۵۶۲۳۹
آب، برق، گاز	۱۵۶۳	۲۱۳	۱۶۵	۵۶۴	۴۵۶۶	۵۴۰۱	۹۸	۵۰۰۵	۱۷۵۷۵	۴۹۴۱	۲۲۵۱۶
ساختمان	۱۳۷	۵۳	۹۰	۶۳	۲۴۹	۱۱۳	۴۷۸۹	۸۱۴۵	۱۳۶۳۰	۷۶۶۷۴	۹۰۱۰۴
خدمات	۱۷۱۷۷	۱۹۲۷	۵۴۰	۳۶۴۸	۳۷۸۸۴	۵۲۰۸	۱۷۵۳۵	۵۴۰۰۲	۱۳۷۹۲۱	۳۵۹۳۱۴	۴۹۷۳۳۵
جمع هزینه واسطه	۴۷۲۸۶	۲۶۴۷	۱۲۶۹	۲۲۲۰۸	۱۷۹۶۴۷	۱۲۰۸۷	۵۳۶۰۳	۱۰۶۶۴۳	۴۲۵۲۲۹	۷۳۱۱۳۰	۱۱۵۶۵۵۸
ارزش افزوده	۷۷۷۷۲	۱۱۰۴۶۴	۴۴۲۷	۲۴۲۹۱	۷۶۵۷۳	۱۰۴۳۰	۳۶۵۰۱	۳۹۰۶۷۲	۷۳۱۱۳۰		
عرضه داخلی (ستانده)	۱۲۵۰۵۸	۱۱۳۱۱۱	۵۶۹۶	۴۶۶۹۹	۲۵۶۲۳۹	۲۲۵۱۶	۹۰۱۰۴	۴۹۷۳۳۵	۱۱۵۶۵۵۸		

منبع: بانوئی و همکاران، ۱۳۹۲

توضیحات: بر مبنای جدول متقارن به ابعاد ۹۱ × ۹۱ مرکز آمار ایران، تجمیع و با کسر نمودن ولوداد از تقاضای نهایی، تراز جدول برقرار شده است.

به منظور سنجش تأثیر فروض مختلف همان‌طور که در بخش پیشین تبیین شد، درایه‌های ماتریس مبادلات واسطه‌ای؛ همان مقادیر اولیه یا d_{ij}^0هایی هستند که حول این مقادیر و با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی به حجم ۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی ایجاد می‌شود. همچنین، درایه‌های مندرج در ناحیه دوم جدول داده-ستانده فوق، همان مقادیر اولیه f_i^0 یا تقاضای نهایی هستند که حول آن مقادیر و با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی به حجم ۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی برای تقاضای نهایی ایجاد می‌شود.

۷- برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید و سنجش تأثیر فروض مختلف تکنولوژی بر میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید

سنجش اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید و نیز مقایسه‌ی اریب متوسط ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید در جداول متقارن داده-ستانده با فروض مختلف تکنولوژی، هدف اصلی در این مقاله است. بدین منظور در چارچوب رویکرد تدوین‌کنندگان، دو جدول متقارن داده-ستانده‌ی محصول در محصول با فرض عمدتاً تکنولوژی محصول با انجام تعدیلاتی بر اساس تکنولوژی مختلط سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران و جدول متقارن داده-ستانده فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول (که بر اساس جداول عرضه و مصرف سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران محاسبه شده است) مبنای محاسبه قرار گرفته تا این مقایسه میان دو فرض تکنولوژی محصول و فرض ساختار ثابت فروش محصول (فرض تکنولوژی فعالیت) انجام شود و فرض مناسب‌تر به لحاظ ایجاد میزان اریب کمتر در ضرایب فزاینده‌ی تولید شناسایی شود. بدین منظور همانند مقاله‌ی دیازنباخر (۲۰۰۶)، از شبیه‌سازی مونت کارلو برای تولید داده‌های تصادفی استفاده شده است. همان‌گونه که در بخش مبانی نظری برآورد اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید و مراحل شبیه‌سازی مونت‌کارلویی با تأکید بر رویکرد تدوین‌کنندگان تشریح شد، درایه‌های ماتریس مبادلات واسطه‌ای این جداول متقارن داده-ستانده؛ همان مقادیر اولیه یا z_{ij}^0هایی هستند که حول این مقادیر و با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی به حجم ۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی ایجاد می‌شود (یعنی بر اساس $Z_{ij}^k = Z_{ij}^0 + \delta_{ij}^k \quad ; \quad \delta_{ij}^k \sim N[0, (\rho^0 Z_{ij})^2]$). همچنین، درایه‌های

مندرج در ناحیه‌ی دوم جداول داده-ستانده‌ی مذکور، همان مقادیر اولیه‌ی f_i^0 یا تقاضای نهایی هستند که حول آن مقادیر و با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی به حجم ۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی برای تقاضای نهایی ایجاد می‌شود (بر اساس $f_i^k = f_i^0 + \varphi_i^k \;\; ; \;\; \varphi_i^k \sim N[0, (\rho^0 f_i)^2]$). همان‌طور که قبلاً هم اشاره شد در اینجا همانند مطالعه‌ی دیازنباخر (۲۰۰۶) و رولاند هوست (۱۹۸۹)، $\rho^0 = 0.1$ انتخاب شده است.

با استفاده از نرم‌افزار آماری R و شبیه‌سازی مونت کارلویی و با برنامه‌نویسی در فضای این نرم‌افزار، اقدام به تولید داده‌های مربوط به ماتریس مبادلات واسطه‌ای (z_{ij}) و تقاضای نهایی (f_i) شد و نمونه‌هایی با حجم ۱۰ تا ۱۰هزارتایی ایجاد شده است. در این صورت به میزان N (حجم نمونه) ماتریس ضرایب فنی و ضرایب فزاینده‌ی تولید ($L^k = (I - A^k)^{-1}$) نیز به دست می‌آید.

میزان اریب از طریق $b_{ij}^k = l_{ij}^k - l_{ij}^0$[۱] و میزان اریب متوسط هر یک از درایه‌های ماتریس ضرایب فنی با استفاده از رابطه $\bar{b}_{ij} = \bar{l}_{ij} - l_{ij}^0$[۲] محاسبه می‌شود. لکن برای به دست آوردن میانگین اریب‌های متوسط باید از رابطه $\bar{b} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{\bar{b}_{ij}}{n^2}$[۳] استفاده نمود. دقیقاً با استفاده از همین روش می‌توان مقدار واریانس را از طریق رابطه $s_{\bar{b}}^2 = \sum_i \sum_j \frac{(\bar{b}_{ij} - \bar{b})^2}{n^2 - 1}$ محاسبه نمود. نتایج حاصل از تأثیر فروض مختلف تکنولوژی در محاسبه‌ی جداول متقارن داده-ستانده بر اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید در جدول ۳ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که میانگین اریب‌های متوسط، برای تمامی حجم‌های نمونه و برای هر دو فرض تکنولوژی مثبت و البته بسیار

---

[۱]. مثلاً اگر بخواهیم میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید را از مقادیر اولیه (که یک ماتریس ۸ در ۸ است) برای حجم نمونه ۱۰ تایی انجام دهیم، ۱۰ جدول اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید خواهیم داشت که هر یک از این جداول، ۶۴ درایه دارند، لذا تعداد اریب‌های محاسبه شده در یک حجم نمونه ۱۰ تایی، معادل با ۶۴۰ است.

[۲]. با توجه به زیرنویس قبلی، هنگامی که حجم نمونه، ۱۰ تایی انتخاب شود، یعنی ۱۰ اریب برای هر یک از درایه‌های ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید به دست خواهد آمد که می‌توان متوسط آن ۱۰ اریب را محاسبه کرد و یک ماتریس اریب متوسط ۸ در ۸ (که ۶۴ درایه دارد) به دست آورد.

[۳]. با عنایت به دو زیرنویس قبلی، هم‌اکنون ماتریس اریب متوسط به ابعاد ۸ در ۸ محاسبه شده است و اگر بخواهیم اریب‌های متوسط را به صورت یک عدد به دست آوریم، کافی است که تمامی این ۶۴ اریب متوسط با یکدیگر جمع شده و بر ۶۴ تقسیم شود.

اندک است و با افزایش حجم نمونه، از میزان این اریب کاسته می‌شود. همچنین کاملاً آشکار است که به موازات با افزایش نمونه، انحراف استاندارد اریب‌های متوسط نیز کاهش می‌یابد.

جدول ۳: نتایج اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید در جداول متقارن محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول و فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش فعالیت

		N=۱۰	N=۱۰۰	N=۱۰۰۰	N=۱۰۰۰۰
فرض تکنولوژی محصول	میانگین اریب‌های متوسط	۰/۰۰۱۲۳۱۰۸۳	۰/۰۰۰۱۳۵۹۰۴	۰/۰۰۰۳۸۰۴۹۹	۰/۰۰۰۵۷۶۲۲۱۲
	انحراف معیار اریب‌های متوسط	۰/۰۰۶۶۰۳۹۱۶	۰/۰۰۱۹۰۸۷۵۳	۰/۰۰۰۸۰۲۶۵۲	۰/۰۰۰۷۶۱۰۳۲
	درصد عناصر با اریب مثبت	٪۶۰	٪۶۲/۵	٪۹۲/۱۸۷۵	٪۱۰۰
فرض ساختار ثابت فروش محصول	میانگین اریب‌های متوسط	۰/۰۰۲۲۹۶۳۸۲	۰/۰۰۰۵۹۹۳۵۷۲	۰/۰۰۰۵۹۵۹۶۶	۰/۰۰۰۶۱۱۰۷۹۹
	انحراف معیار اریب‌های متوسط	۰/۰۰۶۵۷۸۲۸۶	۰/۰۰۲۴۶۹۹۹۷	۰/۰۰۰۹۰۵۷۵۷	۰/۰۰۰۹۰۱۱۵۹
	درصد عناصر با اریب مثبت	٪۶۴/۰۶۲۵	۰/۰۰۰۱۳۵۹۰۴	٪۹۶/۸۷۵	٪۱۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

سطر سوم و ششم این جدول، منعکس‌کننده‌ی درصدی از عناصر است که دارای اریب متوسط مثبت (یعنی $\bar{b}_{ij} > 0$) هستند. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، با حجم نمونه ۱۰ تایی، ۶۰ درصد از درایه‌های ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید مربوط به فرض تکنولوژی محصول، اریب متوسط مثبت داشته‌اند و به تبع آن، ۴۰ درصد از ضرایب فزاینده با اریب متوسط منفی مواجه بوده‌اند. در حالی‌که ۶۴ درصد از ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید مستخرج از جدول متقارن فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول در این حجم نمونه، دارای اریب مثبت هستند. کاملاً آشکار است که صرف نظر از اینکه چه فرضی مبنای محاسبه‌ی جدول داده-ستانده قرار گرفته باشد، با افزایش حجم نمونه، سهم عناصر با اریب منفی کاهش یافته و به سهم عناصر با اریب مثبت افزوده شده است، به طوری‌که محاسبات مبتنی بر شبیه‌سازی برای حجم نمونه ۱۰ هزارتایی حاکی از آن است که ۱۰۰ درصد ضرایب، دارای اریب مثبت هستند یا به عبارتی درصد عناصر با اریب متوسط منفی به صفر می‌رسد.

علاوه بر آن با مقایسه‌ی ارقام میانگین اریب‌های متوسط ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید در جدول متقارن محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول (سطر نخست از جدول ۳) با ارقام

متناظر در جدول متقارن فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول (سطر چهارم از جدول ۳) مشاهده می‌شود که میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید در کلیه‌ی حجم نمونه‌ها (۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰۰۰۰تایی) در جدول متقارن محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول کمتر از ارقام متناظر از جدول متقارن فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول است.

به منظور سنجش معنادار بودن مشاهدات فوق از روش‌های آماری آماره t متوسط $(\bar{t})$ و واریانس آن استفاده شده است. نتایج حاصله در جدول ۴ سازماندهی می‌شوند.

جدول ۴: محاسبات مربوط به آماره‌ی متوسط، انحراف معیار و درصد معنی‌داری

		N=۱۰	N=۱۰۰	N=۱۰۰۰	N=۱۰۰۰۰
فرض تکنولوژی محصول	آماره t متوسط $(\bar{t})$	۰/۴۶۳۱۲۸۴	۰/۹۲۵۴۲۶۹	۱/۴۸۴۹۶۹	۷/۰۲۶۵۶۹
	واریانس s_t^2	۰/۶۷۱۶۲۵۶	۱/۲۳۱۲۸۶	۱/۰۳۶۴۶	۴/۶۹۶۶۷
	درصد معنی‌داری $(t_{ij} > 1.96)$	٪۴/۶۸۷۵	٪۱۰/۹۳۷۵	٪۳۷/۵	٪۱۰۰
فرض ساختار ثابت فروش محصول	آماره t متوسط $(\bar{t})$	۰/۳۳۴۵۲۲۷	۰/۸۰۰۲۰۶۶	۲/۲۷۵۳۱۷	۶/۸۶۰۳۸۲
	واریانس s_t^2	۱/۱۹۵۱۰۸	۰/۹۷۰۲۹۲۸	۱/۵۹۴۲۸	۴/۰۲۲۰۲
	درصد معنی‌داری $(t_{ij} > 1.96)$	٪۴/۶۸۷۵	٪۱۰/۹۳۷۵	٪۵۹/۳۷۵	٪۹۶/۸۷۵

مأخذ: نتایج تحقیق

در جدول ۴، نتایج مربوط به آماره t (که n^2 آماره t_{ij} داریم) به طور خلاصه ارائه شده است. سطر نخست و سطر چهارم از جدول، آماره t متوسط $(\bar{t})$ را به دست می‌دهد که با استفاده از رابطه $\bar{t} = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \frac{t_{ij}}{n^2}$ محاسبه می‌شود و سطر دوم و سطر پنجم نیز منعکس‌کننده‌ی واریانس این آماره است که از طریق رابطه‌ی $s^2_t = \sum_i \sum_j \frac{(t_{ij}-\bar{t})^2}{n^2-1}$ به دست می‌آید. تمامی آماره‌های t متوسط $(\bar{t})$ مثبت هستند و کاملاً آشکار است که با افزایش حجم نمونه، افزایش می‌یابند. برای اندازه‌های نمونه بزرگ (۱۰۰۰ و ۱۰۰۰۰)، آماره‌های متوسط t به طور معناداری مثبت می‌شود. برای نمونه مقادیر آماره t متوسط $(\bar{t})$ و واریانس s_t^2 برای حجم نمونه ۱۰ هزار تایی حاکی از آن هستند که تقریباً تمامی مقادیر t_{ij} مجزای n^2 بزرگتر از ۱/۹۶[1] هستند. همچنین نتایج سطر سوم و ششم جدول ۴، نشان می‌دهد که در حجم نمونه‌های مختلف، چند درصد از n^2 عنصر، t_{ij} بزرگتر از

[1]. عدد ۱/۹۶ منعکس‌کننده ۹۷/۵ صدک از توزیع t با N-1 درجه آزادی است. اگرچه مقادیر بحرانی برای اندازه‌های نمونه‌ی کوچکتر، بزرگتر هستند. این مقادیر بحرانی برای اندازه‌های نمونه‌ای مختلف عبارتند از: ۲/۲۶۲ برای N=۱۰، ۱/۹۸۴۲ برای N=۱۰۰، ۱/۹۶۲۳ برای N =۱۰۰۰ و ۱/۹۶۰۲ برای N=۱۰۰۰۰.

۱/۹۶ دارند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که تنها ۱۱ درصد از مقادیر مربوط به t_{ij} در حجم نمونه ۱۰۰ تایی بزرگتر از ۱/۹۶ هستند اما با افزایش حجم نمونه، مثلاً به ۱۰۰۰ تا، این سهم به حدود ۳۷ درصد و ۵۹ درصد برای فرض تکنولوژی محصول و فرض ساختار ثابت فروش محصول افزایش می‌یابد.

به طور خلاصه، می‌توان نتیجه‌گیری نمود که برای نشان دادن تفاوت میان $E(l_{ij}^k)$ و l_{ij}^0 نیازمند نمونه‌هایی با اندازه بزرگ هستیم. هر چند بر اساس ردیف نخست و ردیف چهارم از جدول ۳، اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید مثبت بوده و میزان آن در حال کاهش است، لکن بر اساس سطرهای سوم و ششم از جداول ۳ و ۴، به موازات با افزایش حجم نمونه به درصد ضرایب فزاینده‌ای که اریب مثبت دارند افزوده می‌شود به طوری‌که طبق جدول ۴، هنگامی که حجم نمونه ۱۰ هزار در نظر گرفته می‌شود، ۱۰۰ درصد ضرایب فزاینده‌ی تولید با اریب مثبت و معنی‌داری روبرو هستند.

۸- جمع‌بندی نتایج

تردیدهای اولیه راجع به قطعی بودن داده‌ها در جداول داده-ستانده و مسئله‌ی تصادفی بودن آن‌ها در دهه‌ی ۱۹۵۰ مطرح شد. تردیدهای مربوط به قطعیت جداول داده-ستانده، دائماً در حال افزایش هستند و همین امر سبب شده است که برخی پژوهشگران اقتصاد داده-ستانده نه فقط کانون توجه خود را بر مسئله‌ی جدول داده-ستانده تصادفی معطوف نموده‌اند بلکه همچنین این مسئله را به عنوان یکی از موضوعات محوری اقتصاد داده-ستانده در چشم‌انداز ۲۵ سال آینده مطرح می‌نمایند.

به لحاظ روش‌شناسی تجزیه و تحلیل تصادفی جدول داده-ستانده و سنجش اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید مبتنی بر دو رویکرد است که عبارتند از رویکرد کاربران و رویکرد تدوین‌کنندگان. در رویکرد نخست، ضرایب فنی استوکاستیک که دارای پایه‌ی نظری اقتصادی هستند، به عنوان نقطه‌ی شروع در نظر گرفته می‌شود و با استفاده از ضرایب فنی تصادفی اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید برآورد می‌شود. محققانی که در مطالعات خود از این منظر، اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید را مورد بررسی قرار داده‌اند، اریب مثبتی را در ضرایب فزاینده‌ی تولید گزارش نموده‌اند. در حالی‌که در رویکرد دوم، جدول مبادلات واسطه‌ای بین بخشی (یا بین کالایی) مبنای شبیه‌سازی مونت کارلویی قرار می‌گیرد و بر اساس این جداول تصادفی، ضرایب

فنی و به تبع آن ضرایب فزاینده محاسبه شده و میزان اریب برآورد می‌شود. در واقع، طرفداران رویکرد تدوین‌کنندگان بر این باورند که امکان بروز خطا در جدول مبادلات واسطه‌ای وجود دارد، لذا پیشنهاد می‌کنند که بهتر است جدول مبادلات واسطه‌ای نقطه‌ی شروع تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده قرار گیرد.

در این مقاله، با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی با اندازه ۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی در چهارچوب رویکرد تدوین‌کنندگان ایجاد شد و میزان اریب هر یک از درایه‌های ضرایب فزاینده و میانگین اریب‌ها در دو جدول داده-ستانده متقارن محصول در محصول با فرض عمدتاً تکنولوژی محصول با انجام تعدیلاتی بر اساس تکنولوژی مختلط و جدول داده-ستانده متقارن فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول سال ۱۳۸۰ برآورد شد. یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد، در مورد هر دو جدول، که اولاً هر چه اندازه‌ی نمونه افزایش می‌یابد از میزان متوسط اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید و همچنین میزان انحراف معیار اریب کاسته می‌شود (جدول ۳). ثانیاً تعداد درایه‌های ضرایب فزاینده تولید که دارای اریب مثبت (یعنی بیش برآوردی) هستند، به موازات با افزایش حجم نمونه افزایش می‌یابد، به طوری که در حجم نمونه ۱۰ هزارتایی، ۱۰۰ درصد ضرایب فزاینده تولید دارای اریب مثبت هستند (جدول ۳). ثالثاً هر چند اریب ضرایب فزاینده تولید اندک، اما معنی‌دار است (جدول ۴) که با یافته‌های مطالعات تحلیلی سازگاری دارد. لذا می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که ضرایب فزاینده‌ی تولید که مبنای بسیاری از مطالعات کاربردی (از قبیل اثرات سرمایه‌گذاری در بخش‌های اقتصادی بر میزان تولید، اشتغال، واردات و ...) در حوزه‌ی داده-ستانده قرار دارند با اریب به سمت بالا و یا به عبارت دیگر بیش برآوردی مواجه هستند، لذا نمی‌توان در تحلیل‌های سیاستی، به نتایج آن‌ها اتکا نمود.

همان‌گونه که تشریح شد، یکی از اهداف این مقاله، مقایسه‌ی اریب متوسط ضرایب فزاینده‌ی تولید در دو جدول متقارن داده-ستانده‌ی محصول در محصول با فرض عمدتاً تکنولوژی محصول با انجام تعدیلاتی بر اساس تکنولوژی مختلط و جدول متقارن داده-ستانده فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول سال ۱۳۸۰ است. نتایج حاکی از این واقعیت است که اریب ضرایب فزاینده‌ی مبتنی بر تکنولوژی محصول، کمتر از اریب ضرایب فزاینده‌ای است که از جدول داده-ستانده مبتنی بر فرض ساختار ثابت فروش محصول استخراج می‌شود (جدول ۳). در واقع فرض تکنولوژی محصول علی‌رغم محدودیت‌هایی جدی، یعنی اجتناب‌ناپذیر بودن ظهور عناصر منفی در جدول داده-ستانده به هنگام استفاده از این فرض و همچنین این مسئله که،

محاسبه‌ی جداول داده-ستانده مبتنی بر فرض تکنولوژی محصول، مستلزم مربع نمودن جداول عرضه و مصرف است که در پی آن، اطلاعات برخی از سطرها و ستون‌ها با دیگر سطرها و ستون‌ها ادغام می‌شود که به معنای از بین رفتن آمارهای جزئی‌تر است، جدول داده-ستانده تحت این فرض نسبت به فرض ساختار ثابت فروش محصول (فرض تکنولوژی فعالیت) اریب کمتری در ضرایب فزاینده‌ی تولید ایجاد می‌کند. این مسئله می‌تواند به این دلیل باشد که فرض تکنولوژی محصول (یا فرض ساختار ثابت فروش فعالیت)، از پایه نظری قابل قبولی برخوردار است و در مورد کالاها این محتمل‌تر است که ساختار نهاده‌ای آن‌ها با فرض تکنولوژی محصول سازگار باشند تا با فرض ساختار ثابت فروش محصول (فرض تکنولوژی فعالیت). همچنین در جداول ساخت و جذب همواره خطا و اشتباهاتی وجود دارد که وجود درایه‌های منفی در به کارگیری فرض تکنولوژی محصول سبب می‌شود اشتباهات موجود در این جداول نمایان شود و با تلاش در جهت تعدیل این درایه‌های منفی، این اشتباهات موجود در جداول عرضه و مصرف نیز تا حدودی تعدیل شوند.

بر خلاف مطالعات و پژوهش‌های پیشین انجام شده در ایران که ماهیت آکادمیک دارند، نتایج این مطالعه، این پیغام مهم را برای کاربران و تدوین‌کنندگان جدول داده-ستانده (مانند بانک مرکزی و مرکز آمار ایران) ارائه می‌دهد که محاسبه‌ی جدول داده-ستانده متقارن بر اساس فرض تکنولوژی محصول، نه تنها از پایه‌ی نظری قابل قبول برخوردار است، بلکه اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید که بر اساس این جدول برآورد می‌شود، کمتر از اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید مبتنی بر جدول داده-ستانده‌ی متقارن با فرض ساختار ثابت فروش محصول است. این مشاهده می‌تواند ریشه در ماهیت همگنی بیشتر جداول محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول در مقایسه با جداول فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول داشته باشد.

منابع و مأخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۴). جدول داده-ستانده ایران سال ۱۳۷۸، تهران، ایران.

۲. بانوئی، علی اصغر. مهاجری، پریسا. شاکری، عباس. و عسگری، منوچهر (۱۳۹۲). "برداشت‌های متفاوت از فرض تکنولوژی در محاسبه جدول داده-ستانده و اثر آن بر راهبرد سرمایه‌گذاری در صنعت نفت و گاز". فصلنامه علمی-پژوهشی مجلس و راهبرد **۲۰**(۷۶): ۱۳۷-۹۹.

۳. بانوئی، علی اصغر. موسوی نیک، سید هادی. اسفندیاری کلوکن، مجتبی. و ذاکری، زهرا (۱۳۹۴). *تعاریف و مفاهیم پایه‌ای، پایه‌های نظری و روش‌های محاسبه‌ی جداول متقارن: تجربه‌ی ایران و جهان*، تهران، انتشارات مرکز پژوهش‌های مجلس.

۴. جهانگرد، اسفندیار (۱۳۷۹). "تجزیه و تحلیل تصادفی مدل داده-ستانده در ایران". مجله برنامه و بودجه **۵**(۵۶ و ۵۷): ۶۴-۵۱.

۵. جهانگرد، اسفندیار. و حسینی، فاطمه السادات (۱۳۹۲). "شناسایی بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران بر مبنای تحلیل تصادفی داده-ستانده". فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی **۷**(۱۱): ۵۴-۲۷.

۶. جهانگرد، اسفندیار. و عاشوری، پردیس (۱۳۸۹). "شناسایی بخش‌های کلیدی با رویکردهای تحلیل داده-ستانده IO، اقتصادسنجی EC و تحلیل پوششی داده‌ها DEA: مطالعه موردی ایران". فصلنامه علمی-پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۲**(۳): ۱۳۶-۱۰۷.

۷. ذبیحی، زهرا (۱۳۹۲). *برآورد اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید جداول داده-ستانده متقارن ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی.

۸. مرکز آمار ایران (۱۳۸۶)، جدول داده-ستانده ایران سال ۱۳۸۰، تهران، ایران.

۹. مهاجری، پریسا. (۱۳۹۲). *ارزیابی برداشت‌های متفاوت از فرض تکنولوژی در محاسبه جداول داده-ستانده متقارن ایران (با تأکید بر ساختار بخش نفت خام و گاز طبیعی)*، رساله دکترای اقتصاد نفت و گاز، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی.

۱۰. مهاجری، پریسا. بانوئی، علی اصغر. جلودار ممقانی، محمد. شاکری، عباس. و عسگری، منوچهر (۱۳۹۴). "به‌کارگیری الگوریتم ریاضی آلمن در حذف عناصر منفی جدول متقارن داده-ستانده با فرض تکنولوژی کالا". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه‌ی پایدار) **۱۵**(۲): ۲۵-۱.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Beynon, M. J. and Munday M. (2008). "Stochastic Key Sector Analysis: An Application to a Regional Input-Output Framework". Ann Reg Sci **42**(3): 397-412.
2. DeMesnard, L. (2011). "Negative in Symmetric Input-Output Tables: The Impossible Quest for the Holy Grail". Annals of Regional Science **46**: 427-542
3. Dietzebbacher, E. (1988). "Estimation of the Leontief Inverse from the Practitioner's Point of View". Mathematical Social Science **16**(2): 181-187.
4. Dietzebbacher, E. (1995). "On the Bias of Multiplier Estimates". Journal of Regional Science **35**(3): 377-390.
5. Dietzebbacher, E. (2006). "Multiplier Estimates: to Bias or Not to Bias". Journal of Regional Science **46**(4): 773-786.
6. Dietzebbacher E., Lenzen, M., Los, B., Guan, D., Lahr, M.L., Sancho, F., Suh, S., and Yang, C. (2013). "Input-Output Analysis: The Next 25 Years". Economic Systems Research **25** (4): 369-389.
7. Eurostat (2008). *Eurostat Manual of Supply, Use and Input-Output Tables*, Luxembourg.
8. Evans, W. D. (1954). "The Effect of Structural Matrix Errors on Interindustry Relations Estimates". Econometrica **22** (2): 461-480.
9. Gerking, Sh. D. (1976). "Input-Output as a Simple Econometric Model". Review of Economics and Statistics **58** (3): 274-282.
10. Gerking, Sh. D. (1979). "Input-Output as a Simple Econometric Model: Reply". Review of Economics and Statistics **61** (4): 623-626.
11. Gurgul, H. (2007). "Stochastic Input-Output Modeling". Ekonomia Menedzerska **2** (2): 289-298.
12. Lahiri, S. and Satchell, S. (1986). "Properties of the Expected Value of the Leontief Inverse: Some Further Results". Mathematics for Social Science **11**(3): 83-87.
13. Lenzen, M. and Rueda-Cantuche (2012). "A Note on the Use of Supply-Use Tables in Impact Analysis". Statistics and Operations Research Transactions **36**(2): 139-152.
14. McMenamin, D. G. and Haring, J. V. (1974). "An Appraisal of Nonsurvey Techniques for Estimation Regional Input-Output Models". Journal of Regional Science **14** (3): 191-205.
15. Miller, R. E. and Blair, P. D. (2009). *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*. Second Edition, Cambridge University Press.
16. Quandt, R. (1958). "Probabilistic Errors in the Leontief Systems". Naval Research Logistic Quarterly **5**(2): 155-170.

17. Quandt, R. (1959). "On the Solution of Probabilistic Leontief Systems". Naval Research Logistics Quarterly **6** (2): 295-305.
18. Roland-Holst, D. W. (1989). "Bias and Stability of Multiplier Estimates". The Review of Economics and Statistics **71**(4): 718-721.
19. Rueda-Cantuche, J. M., Dietzenbacher, E., Fernandez, E. and Amores, A. F. (2013). "The Bias of the Multiplier Matrix When Supply and Use Tables Are Stochastic". Economic System Research **25**(4): 435-448.
20. Rueda-Cantuche, M. J. (2011). "The Choice of Type of Input-Output Table Revisited: Moving Towards the Use of Supply-Use Tables in Impact Analysis". Statistics and Operations Research Transactions **35** (3): 21-38.
21. Rueda-Cantuche, M. J. and Ten-Raa, T. (2013). "Testing Assumptions Made in the Construction of IOTs". Economic Systems Research **25** (2): 451-470.
22. Simonovits, A. (1975). "A Note on the Underestimation and Overestimation of the Leontief Inverse". Econometrica **43** (3): 493-498.
23. Steenge, A. E. (1990). "The Commodity Technology Revisited: Theoretical Basis and an Application to Error Location in the Make-Use Framework". Economic Modeling **7** (2): 376-387.
24. Ten-Raa, T. and Jansen, P. K. (1998). "Bias and Sensitivity of Multiplier". Economic Systems Research **10** (3): 275-284.
25. Ten-Raa, T. and Rueda-Cantuche J. M. (2007). "Stochastic Analysis of Input-Output Multipliers on the Basis of Use and Make Tables". Review of Income and Wealth **53** (2): 1-31.
26. Ten-Raa, T. and Steel, M. F. J. (1993). "Revised Stochastic Analysis of an Input-Output Model". Regional Science and Urban Economics **24** (3): 361-374.
27. Ten-Raa, T. and Rueda-Cantuche, M. J. (2007). "A Generalized Expression for the Commodity and the Industry Technology Models in Input-Output Analysis". Economic Systems Research **15** (2): 439-455.
28. United Nations (2009). *The 2008 Systems of National Accounts*, New York.
29. Viet, V. Q. (1994). "Practices in Input-Output Table Compilation". Regional Science and Urban Economics (24):27-54.
30. West, G. R. (1986). "A Stochastic Analysis of an Input-Output Model". Econometrica **54**(2): 363-374.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هفدهم، بهار و تابستان ۱۳۹۶

کاربرد نظریه اقتصاد ساختاری جدید در توسعه اقتصادی ایران در قالب چارچوب GIF[1] جهت تعیین بخش‌های پیشران[2]

سعید دهقان خاوری[3]*
سید حسین میرجلیلی[4]
فرشاد مومنی[5]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۲/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۶/۲۶

چکیده

اقتصاد ساختاری جدید تلاش دارد مسیر طی شده کشورهای موفق در همگرایی با کشورهای توسعه‌یافته را بازسازی و برای دیگر کشورهای در حال توسعه کاربردی و قابل حصول نماید که در این خصوص روشی را در قالب چارچوب GIF ارائه می‌دهد. در بخش کاربرد این چارچوب برای توسعه اقتصادی ایران، بررسی ساختار اقتصادی از نگاه این دیدگاه صورت گرفت که نتایج، نشان‌دهنده فاصله ایران با ساختار بهینه کشورهای موفق می‌باشد و می‌توان با الگوبرداری از آن‌ها به سمت اصلاح ساختار حرکت نمود. در مرحله بعد کشورهای چین، هند، اندونزی و ترکیه به عنوان مقایسه‌کننده انتخاب گردیدند و سپس با بررسی صادرات این کشورها و بخش‌های محرک آن‌ها برای دوره ۱۹ ساله به انتخاب بخش‌های پیشران پرداخته شد. ۲۵ گروه کالای سه رقمی پیشران کشورهای مقایسه‌کننده بدست آمد که با توجه به سطح تکنولوژی و مزیت‌های ایران، ۱۴ گروه کالای سه رقمی (۲۵ گروه کالای ۵ رقمی) به عنوان بخش‌های پیشران اولویت اول و ۱۱ گروه کالای سه رقمی به عنوان سطح تکنولوژی بالا جهت مشارکت سرمایه‌گذاری خارجی تعیین شد. وضعیت این ۲۵ گروه کالایی در صادرات ایران بسیار نامناسب می‌باشد، به طوری که مجموع

---

[1]. Growth Identification and Facilitation Framework (GIFF)

[2]. این مقاله مستخرج از رساله دکتری با عنوان "بررسی نظریه اقتصاد ساختاری جدید و کاربرد آن در توسعه اقتصادی ایران" می‌باشد.

[3]. استادیار، عضو هیات علمی دانشگاه میبد
(*- نویسنده مسئول: Email: saeed.khavari@gmail.com)
[4]. دانشیار، عضو هیات علمی پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
[5]. دانشیار، عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی (ره)

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.17.233

سهم آن‌ها در صادرات ایران ۷/۷ درصد است در حالی که این میزان برای چین، هند، اندونزی و ترکیه به ترتیب ۳۰، ۴۳، ۱۹ و ۴۱ درصد است. همچنین تحلیل ساختار واردات و نیز تعیین بخش‌های موفق داخلی از دیگر مراحل چارچوب می‌باشد که در خصوص اقتصاد ایران صورت گرفت.

واژگان کلیدی: توسعه اقتصادی، اقتصاد ساختاری جدید، مدل پیشرو-پیرو، رشد اقتصادی، اقتصاد ایران.

Keywords: Economic Development, New Structural Economics, Leader-Follower Model, Economic Growth, Iranian Ecnomy.
JEL Classification: O11, O14, O25, O40, N60.

۱- مقدمه

اقتصاد ساختاری جدید بیان موج جدید دیدگاه توسعه‌ای است که تلفیقی از دو دیدگاه ساختاری قدیم و نئوکلاسیک می‌باشد. این دیدگاه با استفاده از رویکرد نئوکلاسیکی به مطالعه پویایی‌های ساختار اقتصاد می‌پردازد و فرض می‌کند که ساختار اقتصادی، نسبت به ساختار موجودی عوامل، درون‌زاست و همچنین توسعه اقتصادی پایدار به وسیله تغییرات در موجودی‌های عوامل و همچنین نوآوری تکنولوژیکی مستمر بدست می‌آید. هدف این نظریه برگرداندن تغییر ساختاری به هسته‌ی مطالعات توسعه است. طبق این نظریه رشد اقتصادی پایدار بدون تغییرات ساختاری اتفاق نمی‌افتد و ساختار بهینه‌ی صنعتی یک کشور به وسیله مزیت‌های نسبی آن کشور و مزیت‌های نسبی به وسیله موجودی‌های عوامل آن کشور تعیین می‌شوند. بهبود ساختار صنعتی در یک کشور نیازمند بهبود ساختار عوامل است. یعنی اول، وفور نسبی نیروی کار و منابع طبیعی به وفور نسبی سرمایه تغییر یابد. دوم، تکنولوژی‌های جدید بکار گرفته شود و سوم، در زیرساخت‌ها جهت تسهیل در فعالیت‌های اقتصادی، بهبود و پیشرفت حاصل گردد. این نظریه به دنبال ارائه راهکاری کاربردی در خصوص رشد پایدار و انتخاب بخش‌های پیشران با الگو برداری از کشورهای پیشرو و موفق می‌باشد. از جمله نظریه پردازان این تئوری می‌توان از جاستین لین، دنی رودریک، ریکاردو هاسمن، آندرس ولاسکو، آن هاریسون، مونگا و دیگران[1] نام برد. سوال اساسی اقتصاد ساختاری جدید[2] از چرایی همگرایی تعداد معدودی کشورهای موفق آغاز می‌گردد. به طوری که در طول دهه اول این قرن همگرایی اتفاق افتاد که طی آن برخی کشورهای در حال توسعه همچون چین، هند و برزیل به طور قابل توجهی سریع‌تر از کشورهای درآمد بالا رشد نمودند. اگر چه این نرخ رشد بالا و پایدار در قرن ۲۱ در برخی از کشورها اتفاق افتاد اما هنوز به عنوان استثناء و موارد خاص ازآن یاد می‌شود تا قاعده مشخص که بتوان برای تمامی کشورها منظور نمود و هنوز اغلب کشورهای در حال توسعه از رشد ضعیف رنج می‌برند. این روند واگرایی در میان اقتصادهای دنیا به عنوان معمایی درآمده است و موضوع اصلی تحقیق برای اقتصاددانان حوزه توسعه برای دهه‌ها بوده است. نظریه اقتصاد ساختاری جدید نیز با الگوبرداری از مدل پیشرو- پیرو و نیز توجه به اهمیت تغییرات ساختاری در صدد ارائه مسیری برای کشورهای در حال توسعه می‌باشد. تاکنون مدل‌های بسیاری بر تغییرات ساختاری تاکید داشته‌اند و مدل‌های اخیر رشد توجه خود را به انواع

---

[1]. Justin Lin, Dani Rodrik, Ricardo Hausmann, Andres Velasco, Ann Harrison, Célestin Monga

[2]. New Structural Economics

تغییرات ساختاری گوناگون معطوف می‌دارند. اکثر آن‌ها عمدتا به کنکاش و بررسی تغییرات روند بلندمدت در ترکیب سهم بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات می‌پردازند بدون آن‌که پویایی‌های درون هر بخش مانند بررسی چگونگی ارتقاء مستمر صنایع ساخت را مورد بررسی قرار دهند. اقتصاد ساختاری جدید تلاش دارد تا مسیر طی شده کشورهای موفق را بازسازی و برای دیگر کشورهای در حال توسعه کاربردی و قابل حصول نماید. در این مسیر البته چگونگی فرآیند این حرکت پیشرو-پیرو توسط افراد و نظریات مختلفی تبیین و تفسیر شده و هرکدام اصول خاصی را جهت حرکت در این مسیر تعریف نموده‌اند که این نظریه در این مسیر روشی را ارائه می‌دهد که کاربرد این تئوری در قالب چارچوب GIF ارائه می‌گردد. در این تحقیق ابتدا مبانی نظری اقتصاد ساختاری جدید (اعم از بیان اصول و شاخصه‌های این نظریه و نیز چارچوب کاربردی آن از حیث نظری) تبیین می‌گردد و سپس چارچوب کاربردی این نظریه برای اقتصاد ایران و با هدف شناسایی بخش‌های پیشران، مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

۲- پیشینه تحقیق

لین و مونگا[1] (۲۰۱۰) به بررسی مساله رشد و عوامل آن و تئوری اقتصاد ساختاری جدید در این رابطه می‌پردازند. در این بررسی حقایق آشکار شده نظریه ساختاری جدید که مبنای چارچوب GIF می‌باشد، تبیین و با حقایق تاریخی مطابقت داده شده است. طبق بررسی‌ها و شواهد تاریخی ابتدا محققان به دنبال تعیین عوامل تعیین‌کننده‌ی رشد بوده‌اند اما به دلیل دشواری در ارائه جواب‌های واضح به سوال‌های چگونگی رشد و همچنین به دلیل عدم امکان استخراج توصیه‌های سیاستی عملیاتی از تحلیل‌های رشد، برخی از محققان رشد دریافتند که به جای جستجوی عوامل تعیین‌کننده‌ی رشد، بهتر است به دنبال یافتن حقایق آشکار شده باشند که این حقایق می‌تواند راهنمای سیاست‌گذاران جهت تعیین سیاست‌های اقتصادی در کشورهای در حال توسعه باشد.

استیگلیتز و لین (۲۰۱۳)[2] به موضوع باز اندیشی در سیاست صنعتی و دیدگاه‌های مختلف در این خصوص پرداخته‌اند و برخی از اصول به دست آمده در چارچوب کاربردی ساختاری جدید همچون توجه به مزیت نسبی در سیاست‌های صنعتی و ضرورت حمایت و هدایت دولت را نتیجه گرفته‌اند. نکته مهم در این خصوص این است که دخالت‌های دولت شامل بنگاه‌های معین و صنایع

[1]. Lin and Monga (2010)
[2]. Stiglitz and Lin (2013)

مشخص که می‌توانند بخش‌های پیشران باشد، می‌گردد. بنابراین طبق این مطالعه بسیاری از نظریات اقتصاد ساختاری جدید مورد تایید و شواهد تجربی آن نیز ارائه می‌گردد.

هاسمن و کلینگر[1] (۲۰۰۷) با استفاده از رویکرد فضای محصول[2] به بررسی تغییرات ساختاری در بین کشورهای جهان پرداخته‌اند. فضای محصول شامل شبکه‌ای از محصولات است که در آن فضا، دو محصولی که از نظر ساختاری به یکدیگر شبیه هستند را نشان می‌دهد. رویکرد لین مبتنی بر مزیت نسبی پنهان و استفاده از مسیر کشورهای خارجی پیشرو می‌باشد، در حالی که رویکرد این مطالعه که قبل از لین منتشرگردیده مبتنی بر مزیت نسبی ناشی از کالاهای موجود داخل کشور می‌باشد. دلیل تمرکز بر روی محصولات صادراتی کشور و کشف محصولات مشابه آن‌ها، این است که رابطه مثبتی میان درآمد سرانه یک کشور و درآمدهای ضمنی کالاهای صادراتی آن کشور وجود دارد. بنابراین ارتباط تنگاتنگ میان این دو یعنی رشد اقتصادی و صادرات از دلایل تمرکز بر کالاهای صادراتی و کشف کالاهای مشابه و نزدیک به آن‌ها بوده است.

لین و تریچل[3] (۲۰۱۲) چارچوب کاربردی اقتصاد ساختاری جدید را برای کشور نیجریه به کار گرفته‌اند. در این تحقیق ابتدا ساختار اقتصادی این کشور مورد بررسی قرار گرفته است. از جمله نتایج بدست آمده این است که ساختار تولید و صادرات این کشور نشان‌دهنده‌ی تنوع اندک آن می‌باشد به طوری که ۹۸٪ آن وابسته به نفت و ساختار اقتصادی غیر نفتی نیجریه در تسلط کشاورزی، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی است. همچنین در انتخاب بخش‌های پیشران، صنعت کفش، نساجی، بخش آبزی پروری، قطعات وسیله نقلیه موتوری، روغن گیاهی و کودها انتخاب شده‌اند.

۳- مبانی نظری[4]

مبانی نظری شامل توضیح اجمالی نظریه و اصول آن و نیز تبیین چارچوب کاربردی می‌باشد. چرا که چارچوب کاربردی این نظریه برآمده از اصول و شاخصه‌های نظریه مذکور است که بایستی

---

1. Hausmann and Klinger (2007)
2. Product space
3. Lin and Treichel (2012)
4. به دلیل محدودیت در حجم تحقیق، مبانی نظری به خصوص اصول و شاخصه‌های ساختاری جدید به صورت خلاصه ارائه گردیده لیکن در رساله دکتری به صورت کاملا مبسوط همراه با حقایق تاریخی بیشتر، نتیجه‌گیری شده است. این موضوع در خصوص برخی بخش‌های دیگر نیز صادق است. از این رو به دلیل جدید بودن موضوع و طرح آن برای اولین بار در اقتصاد ایران، محققین محترم می‌توانند به رساله دکتری مراجعه نمایند.

قبل از کاربرد، شناخت کلی از نظریه به دست آید. از این رو با توجه به اینکه هدف از این تحقیق، کاربرد نظریه ساختاری جدید در قالب چارچوب GIF می‌باشد، تبیین هر دو موضوع یعنی شناخت کلی از شاخصه‌های نظریه و چارچوب کاربردی نظریه که برگرفته از آن شاخصه‌ها است، ضروری است.

۳-۱- استدلالات و حقایق تاریخی در خصوص اصول استخراجی اقتصاد ساختاری جدید

این بخش به حقایق اقتصادی کشورهای موفق و ناموفق می‌پردازد و از روند گذشته و تحلیل‌های آن اصول اقتصاد ساختاری جدید را که طبق چارچوب GIF، اجرایی و کاربردی می‌گردد، استخراج می‌نماید.

اولین شاخصه تئوری اقتصاد ساختاری جدید، ارائه روشی در خصوص چگونگی الگوبرداری کشورهای پیرو از پیشرو می‌باشد. اقتصاد ساختاری جدید با ارائه حقایقی از روند گذشته کشورهای موفق، الگوبرداری از کشورهایی که ساختارشان به یکدیگر نزدیک است و نیز فاصله کمی از نظر نسلی به یکدیگر دارند را نتیجه‌گیری می‌نماید. در مجموع تجارب تاریخی انقلاب صنعتی، برخی بینش‌ها و مسیرها را ارائه می‌دهد؛ اول اینکه مدل پیشرو – پیرو در روند کشورهای موفق دیده می‌شود و می‌توان گفت کشورهای پیرو با قدم گذاشتن در مسیر کشورهای پیشرویی که درست انتخاب شده بودند و از نظر نسلی به یکدیگر نزدیک بودند، توانستند به توسعه‌یافتگی برسند. بریتانیا از هلند تقلید نمود، ایالات متحده،آلمان و فرانسه از بریتانیا و ژاپن از آلمان و ایالات متحده و دیگر کشورهای اروپای غربی تقلید کردند. از ژاپن به ترتیب توسط کره، تایوان، هنگ‌کنگ و سنگاپور در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ تقلید شد. چین در دهه ۱۹۸۰ از کره، تایوان و هنگ‌کنگ تقلید نمود (خلاصه‌ای از این الگوبرداری در جدول شماره ۱ مشاهده می‌شود). نکته مهم این است که مروری بر تجربیات گذشته نشان می‌دهد که کشورها برای رسیدن به کشورهای پیشرفته‌تر، صنایع به بلوغ رسیده در کشورهای پیشرو را هدف قرار داده‌اند. دوم، کشورهای متاخر دارای امتیاز عقب ماندگی[1] هستند و تحت شرایط معین، می‌توانند به سرعت به کشور پیشرو خود برسند و حتی از آن پیشی بگیرند (چاندرا، لین و وانگ[2]، ۲۰۱۲).

---

[1]. Backwardness
[2]. Chandra, Lin and Wang (2012)

جدول ۱: وضعیت کشورهای پیشرو (عدم اختلاف فاحش سطوح درآمد سرانه کشورهای پیرو با کشورهای پیشرو خود) (درآمد سرانه بر حسب دلار)

	کشورهای اروپا انگلستان را هدف خود قرار داد چرا که شکاف درآمدی بینشان کم بود			ژاپن آلمان را هدف خود قرار داد (دوره میجی)			ژاپن ایالات متحده را هدف خود قرار داد (بعد از جنگ جهانی دوم)		
	۱۸۷۰	درصد از UK	۱۸۹۰	۱۹۰۰	درصد از آلمان	۱۹۶۰	۱۹۷۰	درصد از ژاپن	۱۹۶۰	۲۰۰۰	درصد از ایالات متحده	درصد از چین
فرانسه	۱۸۷۶	۵۹٪	۳۳۶۶	۲۸۷۶		۷۳۹۸						
آلمان	۱۸۳۹	۵۸٪	۲۴۲۸	۲۹۸۵	۱۰۰٪	۵۱۸۶	۱۰۷۶۷		۸۶۴۵	۲۰۳۵۳		
انگلستان	۳۱۹۰	۱۰۰٪	۴۰۰۹	۴۴۹۲		۳۸۸۱	۱۵۰۳۰		۱۱۳۲۸	۲۸۴۶۷		
ایالات متحده	۲۴۴۵	۷۷٪	۳۳۹۲	۴۰۹۱		۹۵۶۱	۹۷۱۴	۱۰۰٪	۳۹۸۶	۲۰۷۳۸		
ژاپن	۷۳۷		۱۰۱۲	۱۱۸۰	۴۰٪	۱۹۲۱	۲۱۶۷	۲۵٪	۱۲۲۶	۱۴۳۷۵		
کشورهای شرق آسیا (NIE ها شامل کره جنوبی) ژاپن را هدف خود قرار دادند			چین کشورهای NIE شامل کره جنوبی را هدف قرار داد			متاخرین (هند و ویتنام) چین را هدف خود قرار داده‌اند						
	۱۹۶۰	۱۹۷۰	درصد از ژاپن	۱۹۸۰	۱۹۹۰	درصد از کره	۲۰۰۸	درصد از چین				
انگلستان	۸۶۴۵	۱۰۷۶۷		۱۲۹۳۱	۱۶۴۳۰		۲۳۷۴۲					
ایالات متحده	۱۱۳۲۸	۱۵۰۳۰		۱۸۵۷۷	۲۳۲۰۱		۳۱۱۷۸					
ژاپن	۳۹۸۶	۹۷۱۴	۱۰۰٪	۱۳۴۲۸	۱۸۷۸۹		۲۲۸۱۶					
کره جنوبی	۱۲۲۶	۲۱۶۷	۲۵٪	۴۱۱۴	۸۷۰۴	۱۰۰٪	۱۹۶۱۴					
چین	۶۶۲	۷۷۸		۱۰۶۱	۱۸۷۱	۲۳٪	۶۷۲۵	۱۰۰٪				
هند	۷۶۳	۸۶۸		۹۳۸	۱۳۰۹		۱۸۹۲	۴۴٪				
ویتنام	۷۹۹	۷۳۵		۷۵۷	۱۰۲۵		۲۸۷۰	۴۴٪				

منبع: چاندرا، لین و وانگ، ۲۰۱۲

شاخصه دوم، توجه کشورهای پیرو به مزیت نسبی خود می‌باشد که یکی از اصول مهم تئوری اقتصاد ساختاری جدید است. اقتصاد ساختاری جدید مدعی است مساله موفقیت ژاپن و آسیای شرقی به دلیل تبعیت آن‌ها از مزیت نسبی‌شان یا همان اتخاذ سیاست‌های پیرو مزیت نسبی (CAF)[1] بوده است (صنعت نساجی در دوره میجی، صنایع ساخت سنگین شامل اتومبیل در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ و الکترونیک در دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰) و دولت‌هایشان نیز نقش تسهیل‌کننده را ایفا نمودند. مسیر موفق ژاپن به وسیله نسل دوم اقتصادها (هنگ کنگ، کره جنوبی، سنگاپور و تایوان) در دهه ۱۹۷۰ و در دهه ۱۹۸۰ به وسیله نسل سوم (اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند (آ س آن)) و در دهه ۱۹۹۰ به وسیله نسل چهارم (چین و ویتنام) الگوبرداری شد و همگی این نسل‌ها با توجه به مزیت نسبی که داشتند پیرو نسل قبلی خود بودند (لین و مونگا، ۲۰۱۰).

بنابراین استدلال ساختاری جدید این است که اکنون در چین و دیگر کشورهای هم نسل این کشور این اتفاق در حال روی دادن است به طوری که در چین، حدود ۸۵ تا ۱۰۰ میلیون نفر در بخش صنعت ساخت مشغول به کار هستند که اکثریت آن‌ها در صنایع کاربر یا بخش‌های کاربر صنایع سرمایه‌بر مشغول هستند که با افزایش دستمزدها این کشور مجبور خواهد بود به بخش‌های با ارزش افزوده بالاتر و تکنولوژی‌برتر حرکت نماید و این مشاغل موجود را به دیگر کشورهای با دستمزد پایین‌تر جابجا نماید و این فرصت خوبی برای کشورهای در حال توسعه‌ای است که در پله‌های پایین‌تر نردبان توسعه‌یافتگی قرار دارند.

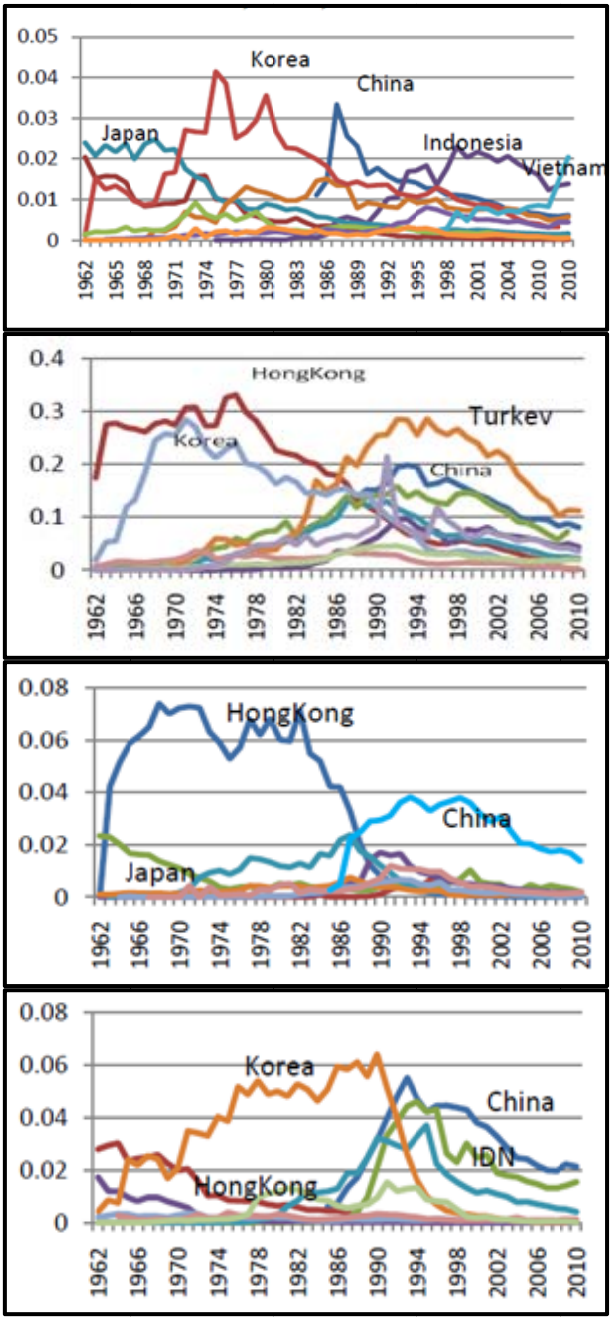
جدول ۲: اشتغال در بخش صنعت ساخت (۲۰۰۹/۱۰)

شاخص	برزیل	چین	هند	اندونزی	جمع
شاغلین صنعت ساخت (میلیون نفر)	۱۳/۱	۸۵	۸/۷	۱۲/۵	۱۱۹/۳
جمعیت (میلیون نفر)	۱۹۲	۱۳۲۴	۱۱۴۰	۲۷۷	۲۹۳۴
جریان به بیرون FDI (میلیارد دلار)	۱۱/۵	۶۸	۱۴/۶	۲/۷	۹۶/۸

منبع: لین، ۲۰۱۲

اقتصاد ساختاری جدید اصل مهم تئوری خود را که همان مزیت نسبی است در زیربخش‌ها و انتقال آن‌ها در نسل‌های مختلف مورد توجه قرار می‌دهد؛ موضوعی که کمتر در مطالعات به آن توجه شده است، چرا که در مطالعات بیشتر به سهم بخش‌ها یعنی کشاورزی، صنعت و خدمات و تغییرات آن‌ها توجه می‌شود.

[1]. Comparative-Advantage-Following



نمودار ۱: سهم صنایع از کل صادرات (به ترتیب نمودارها از بالا به پایین: صادرات نساجی از کل صادرات کالاهای تجاری (پنج نسل در این روند مشاهده می‌گردد)/ صادرات پوشاک (دو نسل مشاهده می‌گردد)/ صادرات اسباب‌بازی (دو نسل)/ صادرات کفش (سه نسل))

منبع: لین، ۲۰۱۱

در نمودارهای ۱، یک U برعکس وجود دارد، جایی است که کشور پیشرو در آن‌جا مزیت نسبی خود را در آن زیر بخش از دست داده و به کشور پیرو واگذار شده است. هر زیر بخش دارای چندین نسل از کشورهاست که نقش پیشرو را به صورت متوالی و به ترتیب در زمان‌های مختلف و با توجه به تغییرات ساختار موجودی عواملشان ایفا کرده‌اند.

شاخصه بعدی نظریه اقتصاد ساختاری جدید، صنعتی شدن صادرات محور می‌باشد. بنابراین تاکید این نظریه بر روی قدم گذاشتن در مسیر کشور پیشرو از نظر صنعتی شدن صادرات محور است. عدم موفقیت بسیاری از کشورهای در حال توسعه در رسیدن به مرز توسعه‌یافتگی به دلیل تقلید نادرست آن‌ها بود. به طوری که پارادایم ساختارگرایانه‌ی رایج آن زمان را اتخاذ نمودند که همان استراتژی مبتنی بر جایگزینی واردات (IS)[1] برای توسعه صنایع پیشرفته‌ای بود که در کشورهای صنعتی نیز وجود داشت (لین، ۲۰۱۰).

اما دولت کره جنوبی، صنایع CAF را از طریق استراتژی توسعه صادرات (EP)[2] پرورش و توسعه داد، بنابراین برای حمایت از آن‌ها به نرخ‌های حمایتی کمتری نسبت به دولت‌هایی که به دنبال پرورش و توسعه صنایع مقابل مزیت نسبی (CAD)[3] بودند، نیاز داشت.

جدول ۳: استراتژی تجاری اتخاذ شده توسط کشورها و نرخ موثر حمایت[4]

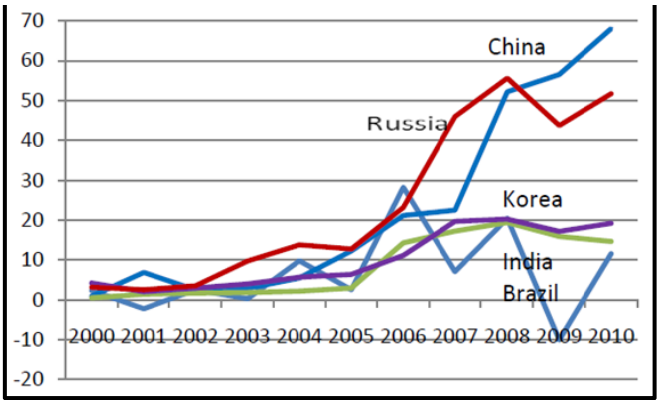
	دوره	استراتژی تجاری	متوسط ERP صنعت ساخت	دامنه ERP
برزیل	۱۹۵۸	IS	۱۰۶	۱۷-۵۰۲
	۱۹۶۳	IS	۱۸۴	۶۰-۶۸۷
	۱۹۶۷	MIS	۶۳	۴-۲۵۲
شیلی	۱۹۶۷	IS	۱۷۵	-۲۳-۱۱۴۰
کلمبیا	۱۹۶۹	MIS	۱۹	-۸-۱۴۰
اندونزی	۱۹۷۱	MIS	۳۳	-۱۹-۵۴۰۰
ساحل عاج	۱۹۷۳	EP	۴۱	-۲۵-۲۷۸
پاکستان	۱۹۶۳-۶۴	IS	۳۵۶	-۶-۵۹۵
	۱۹۷۰-۱۹۷۱	IS	۲۰۰	۳۶-۵۹۵
کره جنوبی	۱۹۶۸	EP	-۱	-۱۵-۸۲
تایلند	۱۹۷۳	MIS	۲۷	-۴۳-۲۳۶
تونس	۱۹۷۲	IS	۲۵۰	۱-۷۳۷
اروگوئه	۱۹۶۵	IS	۳۸۴	۱۷-۱۰۱۴

منبع: چاندرا، لین و وانگ، ۲۰۱۲

[1]. Import Substitution
[2]. Export Promotion
[3]. Comparative-Advantage-Defying
[4]. Ep: Export Promotion; IS: Import Substitution; MIS: Moderate Import Substitution

طبق جدول ۳، در نمونه ده تایی از کشورها که در مطالعه‌ای توسط کروگر[1] (۱۹۸۳) انجام شده، کره جنوبی استراتژی ارتقاء صادرات را دنبال نموده است. اکثر تعرفه‌هایی که بر صنعت ساخت وضع می‌شود در بیشتر کشورها منجر به اضافه شدن ۱۰۰ درصد به نرخ موثر حمایت (ERP) شده است.

یکی دیگر از شاخصه‌ها، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشد. سرمایه‌گذاران خارجی به سرعت مزیت نسبی کشور را شناسایی و به عنوان پویاترین عوامل در جهت توسعه و ارتقاء صنعتی کشور عمل می‌کنند. کمبود مهارت‌های کارآفرینی محلی و کمبود سرمایه‌گذاری، دو محدویت اول کشورهای پیرو و در حال توسعه برای داشتن بخش صنعت ساخت رقابتی است. دسترسی به جریان به بیرون سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (OFDI)[2] می‌تواند در غلبه این کشورها بر این محدودیت‌ها کمک نماید و با به دست آوردن مشاغل کاربر کشورهای پیشرو، در تولید جهانی این‌گونه محصولات مشارکت نمایند. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به بیرون از کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای در حال گذار به ۳۸۸ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۰ رسید که در راس آن‌ها چین قرار دارد و برزیل، روسیه، هند و کره دیگر منابع کلیدی تامین کننده OFDI بوده‌اند. نمودار ۲ روند صعودی جریان به بیرون سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشورهای بریک[3] (شامل برزیل، روسیه، هند، چین و کره جنوبی) را نشان می‌دهد.



نمودار ۲: روند جریان به بیرون سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (OFDI) کشورهای بریک دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۰ (میلیارد دلار)
منبع: UNCTAD,2011

[1]. Krueger (1983)
[2]. Outward Foreign Direct Investments
[3]. کلمه BRICK مخفف حروف اول اسامی کشورهای Brazil، Russia، India، China و Korea می‌باشد.

۶۰ درصد از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به بیرون از کشورهای در حال توسعه به دیگر کشورهای در حال توسعه وارد شده و در آن‌ها سرمایه‌گذاری شده است. بین سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۳ حدود ۸۰-۷۰ درصد از جریان ورودی FDI به چین بر صنعت ساخت متمرکز بوده است که این امر به افزایش انباشت سرمایه در چین کمک نموده است، به طوری که نسبت سرمایه به نیروی کار این کشور از ۰.۴ در سال ۱۹۸۵ به نزدیک ۴ در بخش صنعت ساخت رسیده است (وزارت بازرگانی چین[1]، ۲۰۱۰).

۳-۲- تبیین چارچوب GIF برای توسعه اقتصادی کشور هدف

چارچوب GIF با استفاده از مفاهیم مزیت نسبی و مزیت عقب ماندگی، روشی را برای شناسایی مزیت نسبی پنهان[2] کشور هدف پیشنهاد می‌کند که با استفاده از این روش بتوان صنایع و خدمات قابل تجارت و به بلوغ رسیده دارای رشد را در کشورهایی که دارای رشد سریع‌تر در دهه‌های اخیر بوده‌اند، جستجو و شناسایی نمود. منطق این طرح پیشنهادی و روش مذکور این است که یک کشور در حال توسعه با وفور نیروی کار و کمبود منابع، می‌تواند لیستی از صنایع ساخت را که دارای مزیت نسبی پنهان در آن کشور هستند کشف نماید. وقتی که کشوری طی دوره طولانی دارای نرخ رشد بالا باشد، انباشت سرمایه در آن کشور صورت می‌گیرد و نرخ دستمزد افزایش می‌یابد و بنابراین آن کشور مزیت نسبی خود در صنایعی که قبلا دارای مزیت نسبی در آن‌ها بوده است را از دست می‌دهد. در همین حال این صنایع تبدیل به صنایع دارای مزیت نسبی پنهان در کشورهایی با ساختار موجودی مشابه آن کشور می‌شوند. این چارچوب در شش گام ارائه می‌گردد.

گام اول دارای مراحل مختلف است و مهمترین گام چارچوب GIF می‌باشد که هدف از این گام، تعیین بخش‌های دارای مزیت نسبی پنهان کشور هدف می‌باشد. اولین مرحله شناخت کلی از ساختار اقتصادی از نگاه ساختارگرایی جدید می‌باشد تا بهتر بتوان به شناسایی بخش‌های پیشران در

---

[1]. Ministry of Commerce People's Republic of China (MOFCOM) (2010)

[2]. طبق دیدگاه ساختارگرایی جدید مزیت نسبی پنهان در انتخاب بنگاه‌های پیشران و موتور محرکه صادرات کشورهای موفق می‌باشد؛ یعنی صنایعی که دارای مزیت نسبی پنهان در آن کشور هستند، صنایعی هستند که موجب رشد در دیگر کشورهای موفق گردیده‌اند. طبق این تئوری می‌توان با استفاده از چارچوب کاربردی صنایع و خدمات قابل تجارت به بلوغ رسیده و دارای رشد را در کشورهایی که رشد سریع در دهه‌های اخیر داشته‌اند جستجو و شناسایی نمود و لیستی از صنایع ساخت را که دارای مزیت نسبی پنهان در آن کشور هدف هستند،کشف نماید.

این کشور اقدام نمود. مرحله دوم تعیین کشورهای پیشرو (مقایسه‌کننده) با توجه به معیارهای نظریه ساختارگرایی جدید می‌باشد. مروری بر تجربیات گذشته نشان می‌دهد که کشورها برای رسیدن به کشورهای پیشرفته‌تر، کشورهایی را مورد هدف قرار داده‌اند که آن کشورها از نظر نسلی فاصله زیادی با کشور هدف نداشته باشند و در عین حال دارای رشد بالا نیز باشند چرا که کشورهای پیشرو همیشه (که اغلب ناخواسته بوده است) نقش قطب‌نمای اقتصادی را برای کشورهای متاخر بازی کرده‌اند. مرحله سوم این است که کالاها و خدمات قابل تجارت که حدود ۲۰ سال دارای رشد پویا در کشورهای مقایسه‌کننده بوده‌اند، شناسایی شوند. از آن‌جا که استراتژی صنعتی اصلی این نظریه توسعه صادرات است در مرحله سوم باید موتور محرکه صادرات کشورهای پیشرو و مقایسه‌کننده را به دست آورد. این بخش‌ها به عنوان بخش‌های دارای مزیت نسبی پنهان کشور هدف معرفی می‌گردند. بنابراین در این گام بعد از کسب شناخت کلی از ساختار اقتصادی کشور هدف، ابتدا باید کشورهای پیشرو مناسب برای کشور هدف انتخاب گردد. بنابراین با توجه به معیارهای مذکور، کشورهای مقایسه‌کننده تعیین می‌گردند تا الگویی برای کشور هدف باشند. بعد از انتخاب کشورهای مقایسه‌کننده، نوبت به بررسی صادرات این کشورها و بخش‌های صادراتی محرک و پیشرو آن‌ها می‌رسد. هدف از انتخاب این بخش‌ها در کشورهای مقایسه‌کننده آن است تا موتورهای محرک صادرات آن‌ها تشخیص داده شوند و از این رو بخش‌هایی باید مد نظر قرار گیرند که دارای رشد بالا در این روند بوده و همچنین سهم قابل توجهی در کل صادرات کشور مقایسه‌کننده داشته باشند. همچنین باید سطح تکنولوژی کالای مورد نظر نیز با ساختار موجودی عوامل تولید کشور هدف سازگاری داشته باشد. به طور کلی این گام اجازه می‌دهد که کشور هدف بتواند صنایعی را شناسایی نماید که برای کشورش جدید هستند و یا توجه کافی به آن‌ها نشده است، اما در عین حال فرصت‌های تجاری خوبی را برای این کشور فراهم خواهند نمود چرا که این بخش‌ها موتور محرک صادرات کشورهای مقایسه‌کننده بوده‌اند.

گام دوم جذب سرمایه‌گذاران خارجی است که مکمل گام اول می‌باشد. برخی از صنایعی که در لیست گام اول قرار دارند ممکن است برای بنگاه‌های داخلی، ناشناخته و بنابراین کاملا جدید باشند. در صنایعی که هیچ بنگاه داخلی در آن حضور ندارد، سیاست‌گذاران باید جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از کشورهایی که برنامه‌های سازمان‌یافته یا کپی برداری شده در زمینه پرورش بنگاه‌های جدید دارند، را هدف قرار دهند. یعنی به جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از کشورهایی بپردازند که آن کشورها برنامه‌های کپی برداری شده یا منسجم در خصوص

پرورش بنگاه‌های جدید دارند. با این کار وقتی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی توسط آن کشورها در کشور مورد نظر انجام شود، آن‌ها برنامه‌های عملیاتی جهت پرورش بنگاه‌های جدید را در کشور مورد نظر پیاده می‌نمایند. اگر چه این کار (یعنی جذب سرمایه‌گذاران خارجی برای بخش‌های نو و جدید)، امری ساده نیست اما مزایای متعددی در انجام آن است. البته این موضوع نسبی است و ممکن است تمامی بخش‌های پیشران در کشور هدف وجود داشته باشند، از این رو به پیشنهاد این تحقیق جهت بهره‌مندی از مزایای سرمایه‌گذاری خارجی در جهت تسریع در فرآیند ارتقاء صنعتی، اگر در بخش‌های پیشران گام اول بخش جدیدی وجود نداشت اما بخش‌هایی وجود داشتند که سرمایه‌بری بالایی دارند و کشور برای ارتقاء ساختار صنعتی خود در مراحل بعد توسعه‌یافتگی نیاز به توسعه آن‌ها دارد و از طرفی کشور هدف با کمبود سرمایه مواجه هست، می‌تواند جهت توسعه آن بخش‌ها از سرمایه‌گذاری خارجی استفاده نماید.

گام سوم شناسایی کالاهای وارداتی کاربر و تکنولوژی پایین و متوسط می‌باشد. هدف از این مرحله، آن است که کالاهایی که در داخل امکان تولید دارند و سهم بالایی هم در واردات کشور دارند را بدست آوریم تا بهتر بتوان ساختار واردات کشور را تغییر داد. طبق نظریه ساختاری جدید، سیاست جایگزینی وارداتی مورد قبول است که با مزیت نسبی کشور سازگاری داشته باشد. بدین معنی که در کشوری که با وفور نیروی کار مواجه است اگر کالای وارداتی وجود دارد که کاربر است و همچنین سهم بالایی در واردات کشور دارد، را نیز باید در لیست حمایت‌ها قرار داد تا بتوان زمینه تولید آن‌ها را فراهم نمود و یا در صورت این‌که در داخل هم تولید می‌شود، زیرساخت‌ها و تسهیلات شامل حال آن‌ها نیز گردد.

گام چهارم رفع محدودیت‌های دست و پاگیر است. دولت بایستی موانع رشد صنایعی که در گام اول قرار دارند را از نظر زیرساخت سخت و نرم از میان بردارد. بنابراین پس از شناسایی بخش‌های پیشران، دولت اکنون باید به حمایت آن‌ها بپردازد. سوال این است که چرا این‌گونه باید دولت بخش به بخش و صنعت به صنعت به شناسایی موانع مذکور بپردازد؟ زیرا علاوه بر نهاده‌های مشترک همچون منابع مالی، زمین و تسهیلات و خدمات که برای تمام صنایع لازم است، برخی صنایع دارای نهاده‌های خاص همچون مواد اولیه خام محلی، دانش مورد نیاز خاص آن صنعت، نهاده‌های واسطه‌ای، مهارت‌های نیروی کار خاص آن صنعت و از این قبیل می‌باشند و به آن‌ها نیاز دارند و حمایت‌های دولتی در این مسیر لازم و ضروری است.

گام پنجم تعیین بخش‌های داخلی موفق و خودیابی‌های داخلی می‌باشد که هدف تعیین بخش‌های دارای مزیت نسبی آشکار کشور مورد نظر است. علاوه بر صنایعی که در گام اول شناسایی شدند، هر کشوری ممکن است موجودی‌ها و مزیت‌های نسبی منحصر به فردی داشته باشد که کشور مقایسه‌کننده آن‌ها را ندارد. بنابراین این گام شناسایی بخش‌های موفق داخلی است و از آن‌جا که استراتژی اصلی ساختاری جدید توسعه صادرات است، شامل بخش‌هایی می‌گردد که در لیست گام اول قرار ندارند اما توانسته‌اند در صادرات کشور هدف موفق باشند. به بیان دیگر گام اول مزیت نسبی پنهان کشور هدف و گام پنجم مزیت نسبی آشکار کشور هدف را شناسایی می‌کند.

گام ششم توجه به نواحی ویژه صنعتی به دلیل کمبود زیرساخت‌ها در اقتصادهای در حال توسعه است. یک سوال بزرگ در توسعه اقتصادی این است که چگونه می‌توان بر کمبود زیرساخت نرم‌افزاری و سخت‌افزاری به عنوان مانع اصلی بر سر راه رشد بهره‌وری در کشورهای در حال توسعه، غلبه یافت؟ جای تعجب نیست که اجماع گسترده‌ای در میان اقتصاددانان در این خصوص وجود دارد که زیرساخت درست، صرفه به مقیاس را تسهیل می‌کند و هزینه‌های تجارت را کاهش می‌دهد و بنابراین برای تخصصی شدن و داشتن تولید و مصرف کارای کالاها و خدمات امری کلیدی و مهم می‌باشد. همچنین عاملی حیاتی برای رشد و توسعه اقتصادی است که این نیز خود امری کلیدی در ارتقاء استانداردهای زندگی می‌باشد. راه غلبه بر کمبود زیرساخت نرم‌افزاری و سخت‌افزاری به عنوان مانع اصلی بر سر راه رشد بهره‌وری در کشورهای در حال توسعه، توجه خاص به نواحی ویژه صنعتی است. گزارش پایش جهانی ۲۰۰۹ برآورد نموده است که اگر سطح زیرساخت کشورهای جنوب صحرای آفریقا به سطح کره جنوبی برسد، نرخ رشد سالیانه آن‌ها ۲.۷ درصد افزایش خواهد یافت.

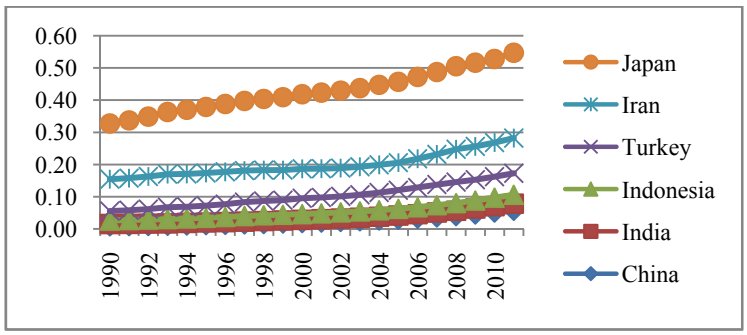
۴- کاربرد چارچوب GIF برای توسعه اقتصادی ایران

در این بخش چارچوب کاربردی نظریه ساختاری جدید برای اقتصاد ایران جهت شناسایی بخش‌های پیشران مورد استفاده قرار می‌گیرد. البته مهمترین گام این چارچوب، گام اول آن یعنی چگونگی تعیین کشورهای مقایسه‌کننده (پیشرو) و تعیین بخش‌های پیشران جهت الگوبرداری می‌باشد و نیز گام‌های دوم، سوم و پنجم مکمل گام اول هستند تا بتوان بخش‌های دارای اولویت را از جنبه‌های مختلف شناسایی نمود و بقیه گام‌ها بیشتر جنبه توصیه‌ای دارند که توضیحات

مختصری ارائه شد و به دلیل محدودیت در حجم تحقیق، در اینجا گام‌های مرتبط با تعیین بخش‌های پیشران در اقتصاد ایران به کار برده می‌شود.

۴-۱- بررسی ساختار اقتصاد ایران از نگاه ساختارگرایی جدید

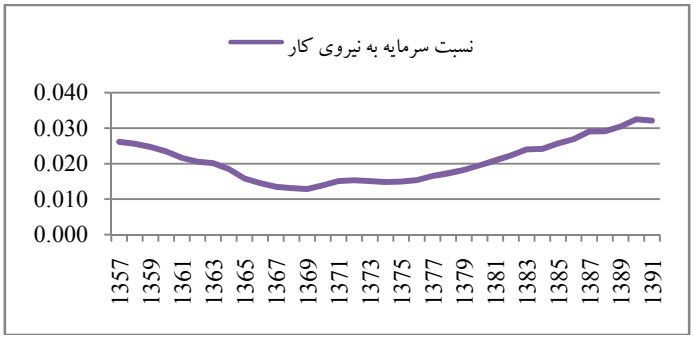
اولین مرحله انجام چارچوب GIF شناخت کلی از ساختار اقتصادی می‌باشد تا بهتر بتوان به شناسایی بخش‌های پیشران اقدام نمود. لازم به توضیح است که دلایل انتخاب کشورهای مقایسه‌کننده در قسمت بعدی تبیین می‌گردد اما در برخی از موارد در این بخش مقایسه‌هایی از نظر ساختاری بین ایران با کشورهای مقایسه‌کننده صورت گرفته که به دلیل آن‌که بررسی ساختار اقتصاد ایران در یک بخش گنجانده شود، این امر صورت پذیرفته است. همان‌طور که در نمودار ۳ مشاهده می‌گردد، نسبت موجودی سرمایه به نیروی کار در ایران طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ به صورت صعوی بوده، گرچه در برخی از سال‌ها دارای شیب بسیار ملایم و یا ثابت بوده است. طبق این نمودار سیر افزایشی چهار کشور مقایسه‌کننده را نیز مشاهد می‌نمایید. تفاوت این نسبت در این کشورها با کشور توسعه‌یافته‌ای همچون ژاپن نیز به خوبی مشخص است.



نمودار ۳: نسبت موجودی سرمایه به نیروی کار (ایران، چهار کشور مقایسه‌کننده و ژاپن) (موجودی سرمایه به میلیون دلار به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ و نیروی کار به نفر)

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** بانک جهانی)

گرچه روند نسبت سرمایه به نیروی کار در اقتصاد ایران فزاینده بوده است اما این نسبت در بخش صنعت ساخت از روند مطلوبی برخودار نیست. همان‌طور که مشاهده می‌گردد این روند در برخی سال‌ها کاهنده و با نوسانات بالایی مواجه بوده است. این شاخص یکی از مهمترین شاخص‌های نظریه ساختاری جدید جهت تعیین بررسی روند ارتقاء صنعتی است (مطابق با نمودار ۴).

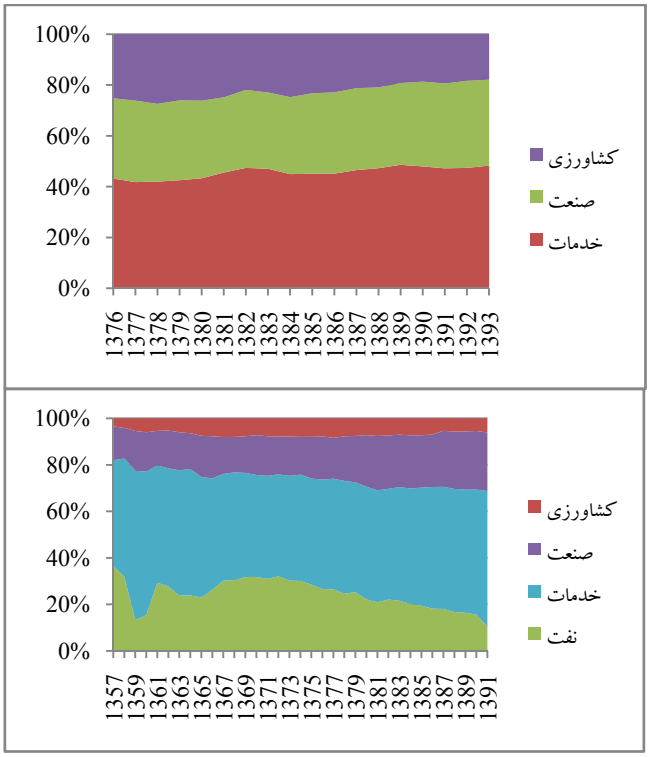


نمودار ۴: نسبت موجودی سرمایه به نیروی کار بخش صنعت ساخت ایران (موجودی سرمایه به میلیارد ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ و نیروی کار به نفر)

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی و حساب‌های ملی مرکز آمار)

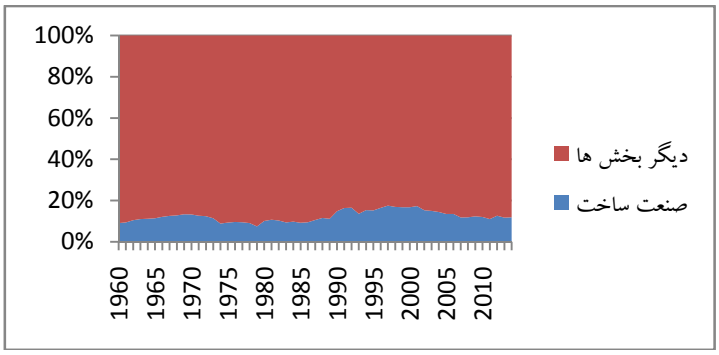
یکی از اساسی‌ترین تغییراتی که در نظریه ساختاری جدید در خصوص کشورهای موفق مورد بررسی می‌گیرد، تغییرات اشتغال و ارزش افزوده بخش‌های اصلی اقتصاد یک کشور می‌باشد که به خوبی در کشورهای موفقی همچون کره، ژاپن، چین، ایالات متحده و ... انجام گرفته است. طبق نمودار ۵ در مورد اقتصاد ایران مشاهده می‌شود طی دهه‌های گذشته هیچ تغییر محسوسی در سهم اشتغال بخش‌ها و سهم ارزش افزوده آن‌ها صورت نگرفته و ثابت مانده است.

این پدیده در خصوص سهم بخش صنعت ساخت نیز کم و بیش برقرار بوده است. به نحوی که طبق نمودار ۶، سهم این بخش از GDP ایران طی چهار دهه گذشته ثابت مانده است و برخلاف کشورهای موفق که در بخش‌های قبل به خوبی نشان داده شد، تغییر محسوسی در این سهم دیده نمی‌شود.



نمودار ۵: سهم اشتغال کل شاغلان (نمودار بالا) (۱۳۹۳-۱۳۷۶) و سهم ارزش افزوده (نمودار پایین) (۱۳۹۱-۱۳۵۷)

داده‌ها: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** بانک مرکزی)

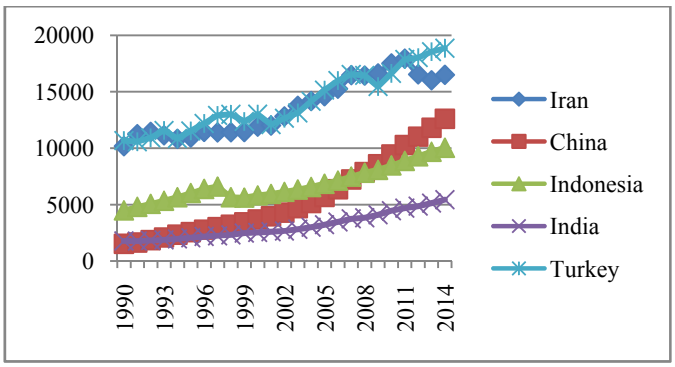


نمودار ۶: سهم صنعت ساخت از کل تولید ناخالص داخلی ایران (۲۰۱۴-۱۹۶۰)

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** World Bank)

در نمودار ۷ مشاهده می‌شود که درآمد سرانه ایران اگرچه در بلندمدت از روندی افزایشی برخوردار بوده است اما دارای نوسانات فراوانی طی دوره مورد بررسی می‌باشد. در حالی که در

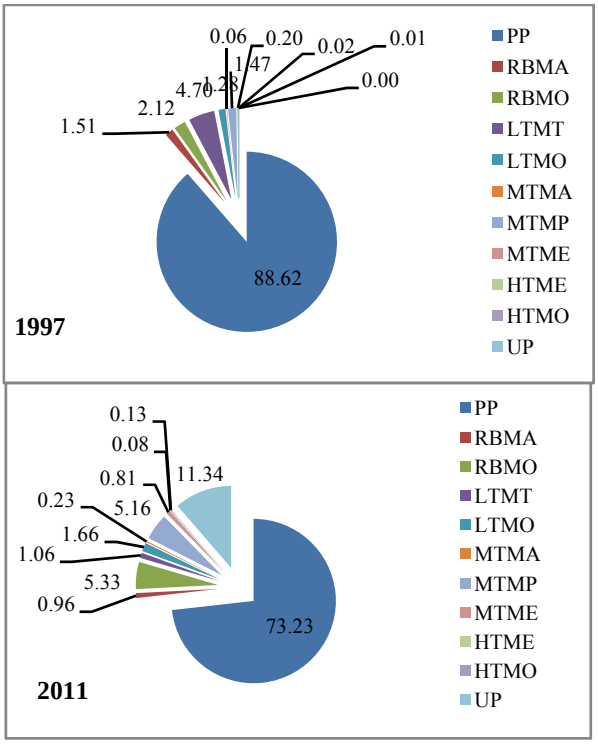
کشورهای چین، هند و اندونزی روندی با ثبات و فزاینده را داشته است که به ویژه این موضوع در مورد کشور چین به خوبی مشخص است.



نمودار ۷: روند درآمد سرانه (بر اساس برابری قدرت خرید)

منبع: داده‌های بانک جهانی

یکی دیگر از موارد مهمی که در تغییرات ساختاری مورد توجه قرار می‌گیرد، ترکیب صادرات است. سهم عمده و اصلی در صادرات ایران را کالاهای اولیه و مواد خام (که عمده آن‌ها نفت می‌باشد)، تشکیل می‌دهند و مابقی سهم تاثیرگذاری در صادرات ایران ندارند (مطابق با نمودار ۸). بنابراین با بررسی که در خصوص ساختار اقتصادی کشور از نگاه اقتصاد ساختاری جدید صورت گرفت می‌توان بیان داشت که ساختار ایران با کشورهای موفق از دیدگاه ساختاری جدید فاصله دارد و طبق نظریه ساختاری جدید برای بهبود این ساختار بایستی از کشورهای پیشرو الگوبرداری نمود که این الگوبرداری با توصیه این نظریه در قالب چارچوب GIF صورت می‌گیرد.



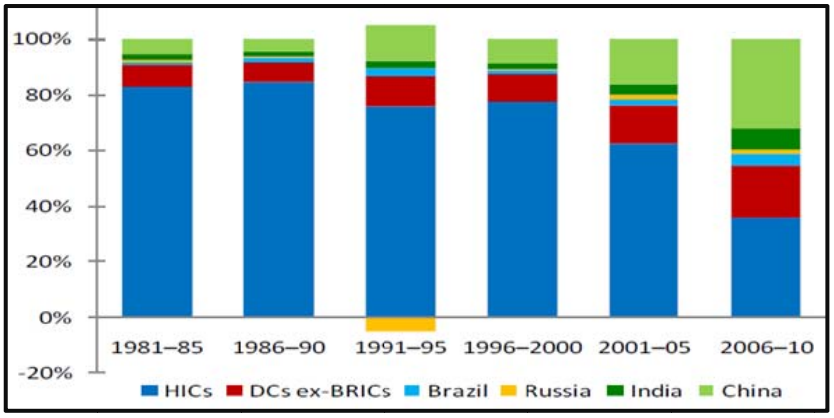
نمودار ۸: سهم طبقه‌های مختلف کالایی بر اساس سطح تکنولوژی در صادرات ایران[1]

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** UN Comtrade)

[1]. جهت دسته‌بندی کالاها بر اساس سطوح تکنولوژی از طبقه‌بندی UNCTAD استفاده شد که گروه کالاهای ویرایش سوم SITC را در ۱۱ گروه قرار داده است به نحوی که در طیف محصولات اولیه تا صنایع ساخت با تکنولوژی بالا قرار می‌گیرند که البته برخی از آن‌ها دارای زیربخش‌هایی نیز هستند. این یازده گروه شامل محصولات اولیه (PP)، صنایع ساخت منابع‌بر مبتنی بر محصولات کشاورزی (RBMA)، صنایع ساخت منابع‌بر مبتنی بر دیگر محصولات (RBMO)، صنایع ساخت با تکنولوژی پایین: نساجی، پوشاک و کفش (LTMT)، صنایع ساخت با تکنولوژی پایین: دیگر محصولات (LTMO)، صنایع ساخت با تکنولوژی متوسط: مربوط به وسائل نقلیه موتوری (MTMA)، صنایع ساخت با تکنولوژی متوسط مبتنی بر فرآیند و پردازش (مانند محصولات شیمیایی، پلیمری، لاستیکی و غیره) (MTMP)، صنایع ساخت با تکنولوژی متوسط: محصولات مهندسی (مانند انواع ماشین‌آلات، کشتی‌سازی، ساعت‌سازی و غیره) (MTME)، صنایع ساخت با تکنولوژی بالا: محصولات الکتریکی و الکترونیکی (HTME)، صنایع ساخت با تکنولوژی بالا: دیگر محصولات (HTMO) و محصولات طبقه‌بندی نشده (UP) می‌باشد.

۴-۲- انتخاب کشورهای مقایسه‌کننده

در قرن جدید شاهد رشد اقتصادی بالا در برخی از کشورهای در حال توسعه به ویژه تعدادی از کشورهای بزرگ در حال توسعه مانند برزیل، چین، هند، اندونزی و روسیه هستیم. در برخی از این کشورها – که برجسته‌ترین آن‌ها چین و هند می‌باشد – دوره رشد بالا به بیست یا سی سال می‌رسد. طی قرن بیستم، G7 سهم بالا و نسبتا ثابتی را در تولید ناخالص داخلی دنیا داشتند که سهم آن‌ها طی قرن بیستم حدود ۴۵ درصد بود. البته طی نیمه اول قرن بیستم افزایش اندکی داشت و به ۵۱ درصد نیز رسید اما نیمه دوم این قرن جریان معکوسی در پیش گرفته است که دلیل آن هم رشد سریع کشورهای بزرگ نوظهور که اصطلاحا BRIC (شامل برزیل، روسیه، هند و چین) نامیده می‌شوند، می‌باشد (روزن بلات[1]، ۲۰۱۲).



نمودار ۹: افزایش چشمگیر سهم کشورهای نوظهور در رشد جهانی و کاهش سهم کشورهای توسعه‌یافته

منبع: چاندرا، لین و وانگ، ۲۰۱۲

مطابقه با نمودار ۹ می‌توان نقش پر رنگ کشورهای چین و هند را از نظر سهمشان در تولید جهانی مشاهده نمود. از نظر سهم کشورها در رشد جهانی، مطابق جدول ۴ در چند دهه گذشته فقط چین در میان ۱۵ کشور برتر قرار داشته است لیکن در دهه گذشته در کنار چین، کشورهای برزیل و هند نیز در این لیست قرار گرفته‌اند. در دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۰ همه به جز ایالات متحده از کشورهای در حال ظهور بوده‌اند که چین در بالای این لیست قرار دارد.

[1]. Rosenblatt (2012)

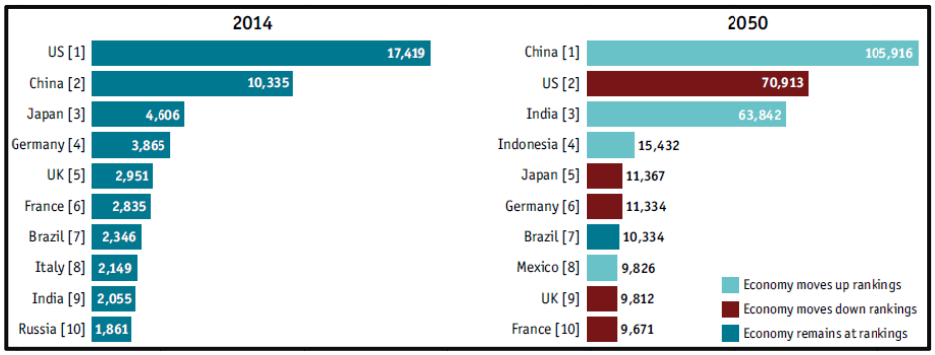
جدول ۴: پانزده کشور برتر سهیم در رشد جهانی به تفکیک پنج دهه گذشته (۲۰۱۰-۱۹۶۰)

کشور	۱۹۶۰ تا ۱۹۷۰	کشور	۱۹۷۰ تا ۱۹۸۰	کشور	۱۹۸۰ تا ۱۹۹۰	کشور	۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰	کشور	۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰
ایالات متحده	۲۷/۳٪	ایالات متحده	۲۷/۵٪	ایالات متحده	۳۰/۵٪	ایالات متحده	۳۶/۱٪	چین	۲۳/۴٪
ژاپن	۲۲/۹٪	ژاپن	۱۸/۳٪	ژاپن	۲۴/۰٪	چین	۹/۶٪	ایالات متحده	۲۰/۴٪
آلمان	۷/۲٪	آلمان	۶/۰٪	آلمان	۵/۰٪	ژاپن	۶/۶٪	هند	۵/۸٪
فرانسه	۵/۵٪	فرانسه	۵/۱٪	انگلستان	۴/۳٪	آلمان	۴/۵٪	ژاپن	۴/۵٪
ایتالیا	۴/۸٪	برزیل	۴/۷٪	چین	۴/۲٪	انگلستان	۴/۲٪	برزیل	۳/۱٪
انگلستان	۳/۹٪	ایتالیا	۴/۵٪	فرانسه	۳/۷٪	کره جنوبی	۳/۰٪	کره جنوبی	۳/۱٪
اسپانیا	۲/۶٪	مکزیک	۳/۲٪	ایتالیا	۳/۲٪	فرانسه	۳/۰٪	انگلستان	۲/۵٪
کانادا	۲/۴٪	انگلستان	۳/۰٪	کره جنوبی	۲/۷٪	هند	۲/۴٪	آلمان	۲/۰٪
مکزیک	۱/۹٪	کانادا	۲/۶٪	کانادا	۲/۱٪	کانادا	۲/۳٪	فرانسه	۱/۸٪
برزیل	۱/۹٪	عربستان سعودی	۲/۱٪	هند	۱/۸٪	مکزیک	۲/۱٪	روسیه	۱/۸٪
هلند	۱/۵٪	اسپانیا	۱/۹٪	اسپانیا	۱/۸٪	ایتالیا	۲/۰٪	آرژانتین	۱/۷٪
استرالیا	۱/۴٪	چین	۱/۶٪	استرالیا	۱/۳٪	برزیل	۱/۸٪	کانادا	۱/۷٪
سوییس	۱/۳٪	کره جنوبی	۱/۳٪	ترکیه	۱/۲٪	اسپانیا	۱/۸٪	استرالیا	۱/۷٪
آرژانتین	۱/۱٪	هلند	۱/۲٪	برزیل	۱/۱٪	استرالیا	۱/۵٪	اسپانیا	۱/۵٪
سوئد	۱/۱٪	استرالیا	۱/۱٪	مکزیک	۱/۱٪	هلند	۱/۳٪	ترکیه	۱/۴٪

منبع: لین و روزن بلات، ۲۰۱۲

بنابراین از نظر سهم کشورها در توزیع رشد نیز می‌بینیم کشورهایی همچون چین، هند و ترکیه حضور دارند. برای انتخاب می‌توان از نسل‌ها در زیر بخش‌ها نیز استفاده کرد.

در صنعت نساجی پنج نسل حضور دارند که چین در نسل سوم، اندونزی نسل چهارم و ویتنام نسل پنجم است و چین در حال افول (گذار) است پس می‌توان با دنباله روی از او از سهم بازاری که در نبود چین خالی می‌ماند، بهره‌برداری نمود. و یا در صنعت پوشاک مشاهده می‌شود ترکیه در نسل دوم حضور دارد و در حال افول (گذار) است و این موقعیت مناسبی برای ایران می‌باشد. پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهد در دهه ۲۰۲۰ کشورهای BRIC در میان ۱۰ قطب رشد دنیا قرار دارند و البته اندونزی هم به عنوان تازه وارد در این لیست قرار خواهد گرفت (مطابق با نمودار ۱۰).



نمودار ۱۰: مقایسه تولید ناخالص داخلی اسمی ده اقتصاد برتر دنیا سال ۲۰۱۴ و ۲۰۵۰ (میلیارد دلار)

منبع: واحد تحقیقات و مطالعات اکونومیست، ۲۰۱۵

بنابراین به خوبی اگر دقت شود کشورهایی همچون چین، هند، اندونزی و ترکیه از نسل‌های آخرین در الگوی پیشرو – پیرو قرار دارند. همچنین این کشورها در رشد فعلی اقتصاد دنیا و نیز طی دهه‌های آینده طبق تحلیل هایی انجام شده، نقش بسزایی را ایفاء خواهند نمود و همین دلیل بر گذار آن‌ها به مرحله بالاتر توسعه‌یافتگی می‌باشد. علاوه بر این، سه کشور چین، هند و اندونزی بدلیل اندازه اشان باید مورد توجه ویژه در این موضوع قرار گیرند. انتخاب ترکیه علاوه بر معیارهای مذکور، بدلیل همسایگی و قرابت های فرهنگی نیز می‌باشد و در بین کشورهای منطقه، می‌تواند الگوی پیشرویی برای ایران باشد. همچنین انتخاب اندونزی بدلیل کشور صادرکننده نفت نیز می‌باشد. نکته مهم در انتخاب کشورهای مقایسه‌کننده این است که هدف از چارچوب کاربردی جدید ساختاری جدید شناسایی مزیت‌های نسبی پنهان کشور هدف می‌باشد و بنا به استدلالات مطرح شده، همه کشورهای مقایسه‌کننده نباید ضرورتا از کشورهای نفتی باشد چرا که مزیت نسبی پنهان منحصر به صنایع نفتی و پتروشیمی نیست کمااینکه بخش‌های پیشران کشوری مانند اندونزی که قبلا عضو اوپک بوده و صادرکننده نفت نیز می‌باشد منحصر به بخش‌های نفت و پتروشیمی نمی‌باشد. اما به دلیل اهمیت بخش نفت و پتروشیمی، وجود یک کشور مقایسه‌کننده نفتی مانند اندونزی می‌تواند مفید باشد و در عین حال بایستی بخش‌های پیشران کشورهای مقایسه‌کننده به غیر از بخش‌های نفت و پتروشیمی نیز شناسایی گردد و این مفهوم مزیت نسبی پنهان کشور هدف می‌باشد. به بیان دیگر بخش نفت و پتروشیمی طبق دیدگاه ساختاری جدید مزیت نسبی آشکار کشورهای نفتی هستند و این کشورها باید به دنبال شناسایی مزیت نسبی پنهان نیز باشند که قبلا در این خصوص توضیح داده شد. همچنین در گام پنجم بخوبی بخش‌های دارای مزیت نسبی آشکار تعیین می گردند.

۴-۳- شناسایی بخش‌های صادراتی کلیدی کشورهای مقایسه‌کننده

بعد از انتخاب چهار کشور مقایسه‌کننده (چین، هند، اندونزی و ترکیه) اکنون به بررسی صادرات و بخش‌های محرک آن‌ها پرداخته می‌شود. از آن‌جا که بررسی و تحلیل روند صادرات آن‌ها لازم است، دوره ۱۹ ساله و طی سه مقطع ۱۹۹۵، ۲۰۰۵ و ۲۰۱۴ برگزیده شده است. همچنین در تعیین کالاهای هدف از طبقه‌بندی SITC ویرایش سوم استفاده شده است. لازم به ذکر است که تعیین بخش‌های پیشران در دو سطح گروه کالایی سه رقمی و پنج رقمی انجام شده است. جهت تعیین بخش‌های پیشران بر اساس سطح تکنولوژی از طبقه‌بندی UNCTAD استفاده شده است که این طبقه‌بندی بر اساس گروه کالاهای سه رقمی صورت گرفته است چرا که گروه کالاهای دو رقمی کلی هستند و امکان تفکیک بر اساس سطح تکنولوژی امکان‌پذیر نیست و از این رو گروه کالاهای سه رقمی به عنوان حد طبقه‌بندی کالاها بر اساس سطوح تکنولوژی تعیین شده‌اند که نه خیلی کلی و نه خیلی به صورت گروه کالاهای جزئی باشند (به عنوان نمونه در گروه کالاهای چهار رقمی، ۱۰۳۳ گروه کالا وجود دارد که تمایز چندانی در سطوح چهار رقمی از نظر سطوح تکنولوژی وجود ندارد). از طرف دیگر برای تعیین آن‌که در گروه کالاهای منتخب از گروه کالاهای پنج رقمی (که پایین‌ترین سطح دسته‌بندی کالاها در SITC ویرایش سوم می‌باشد) تعیین نمودیم تا الگویی کاملا عملیاتی به دست آید. جمله نامفهوم بوده اصلاح نشده

به دلیل کثرت آمارها (۲۶۱ گروه کالایی چهار کشور در سه مقطع) با استفاده از کدنویسی، دسته‌بندی کالاها بر اساس تکنولوژی صورت گرفت. در این میان گروه‌های کالایی با سهم بسیار ناچیز و یا رشد بسیار پایین و حتی منفی قرار داشتند که حذف شدند زیرا هدف از انتخاب این گروه‌های کالایی در کشورهای مقایسه‌کننده، آن است که موتورهای محرک صادرات آن‌ها تشخیص داده شوند. بدین منظور ابتدا گروه‌های کالاهایی که نرخ رشدشان طی این دوره بیش از متوسط رشد صادرات کشور مقایسه‌کننده بوده به عنوان محرک‌ترین بخش‌ها معرفی گردیده‌اند.

جدول ۵: آمار گروه کالاهای پیشران سه رقمی (از نظر رشد و سهم) در کشورهای مقایسه‌کننده

کشور	تعداد گروه کالایی پیشران	سهم گروه کالایی پیشران در کل صادرات	تعداد کل گروه کالاهای صادراتی
چین	۶۳	۸۰	۲۵۸
هند	۴۴	۷۱	۲۴۹
اندونزی	۴۰	۷۰	۲۵۰
ترکیه	۶۵	۷۷	۲۵۴

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** UN Comtrade)

طبق این معیار و مطابق جدول ۵، تعداد ۶۳ گروه کالایی چین (از ۲۵۸ گروه کالایی که چین در سال ۲۰۱۴ صادرات داشته است)، جزو گروه‌های پیشران صادراتی این کشور قرار می‌گیرند که ۸۰ درصد صادرات این کشور متعلق به آن‌ها است. نکته بسیار مهم در بخش‌های پیشران کشورهای مقایسه‌کننده آن است که سه بخش اول پیشرو چین را گروه‌های تکنولوژی بالا تشکیل می‌دهند. همچنین از ده گروه کالایی برتر چین، شش مورد تکنولوژی بالا هستند. در حالی که در مورد هند این میزان، تنها دو گروه کالایی و در اندونزی و ترکیه، هیچ موردی وجود ندارد که همین امر می‌تواند دلالت بر تفاوت نسل‌ها و تغییرات ساختاری بین آن‌ها باشد. سپس گروه کالاهایی که حداقل در سه کشور مقایسه‌کننده مشترک بوده‌اند انتخاب شدند (۲۵ گروه کالایی مشترک میان سه کشور بودند). در مرحله بعد گروه کالاهای در سطح تکنولوژی بالا و نیز دسته محصولات صنعت ساخت محرکه و مهندسی که نزدیک‌ترین دسته به تکنولوژی بالا است (که در لیست بالا قرار داشتند)، منظور نشد چرا که با توجه به ساختار کنونی اقتصاد ایران و موجودی سرمایه فعلی دارای مزیت در شرایط کنونی نیستند (۱۴ گروه کالایی از ۲۵ گروه کالایی طبق جدول ۶).

جدول ۶: گروه کالاهای مشترک که در کشورهای مقایسه‌کننده پیشرو و محرک صادرات آن‌ها هستند و در طیف کاربر و یا در سطح تکنولوژی متوسط قرار دارند (اولویت اول)

ردیف	طبقه	گروه کالایی	کد
1	LTMO	جواهرات و محصولات ساخته شده از مواد گرانبها (n.e.s.[1])	۸۹۷
2	LTMO	مبلمان و قطعات مربوطه	۸۲۱
3	LTMT	کفش	۸۵۱
4	LTMT	پوشاک (n.e.s.)	۸۴۵
5	RBMO	محصولات نفتی، پتروشیمی و مواد معدنی هیدروکربنی	۳۳۴
6	LTMO	صنایع فزات اساسی (n.e.s.)	۶۹۹
7	LTMT	پوشاک زنان	۸۴۲
8	LTMT	محصولات نساجی (n.e.s.)	۶۵۸
9	RBMA	تایرهای لاستیکی، آج‌های تایر و تیوب داخلی آن	۶۲۵
10	MTMP	لوله و پروفیل توخالی، اتصالات از جنس آهن، فولاد	۶۷۹
11	LTMO	سازه و قطعات آهن، فولاد، آلومینیوم (n.e.s.)	۶۹۱
۱۲	PP	آلومینیوم	۶۸۴
۱۳	MTMP	صفحه، ورق، فویل و نوار پلاستیکی	۵۸۲
14	LTMT	الیاف و نخ بافندگی و نساجی	۶۵۱

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** UN Comtrade)

[1]. Not Elsewhere Specified

همچنین در مورد گروه کالاهای در سطح تکنولوژی بالا و نیز دسته محصولات صنعت ساخت مهندسی به عنوان گروه کالاهایی که در دوره‌های آینده و با ارتقاء صنعتی ایران، می‌توانند موتور محرک صادراتی کشور شوند و به این دلیل که برخی از این بخش‌ها در داخل تا حدی فعال هستند، پیشنهاد می‌گردد با توجه به تئوری اقتصاد ساختاری جدید با مشارکت سرمایه‌گذاری خارجی توسعه یابند (۱۱ گروه کالایی از ۲۵ گروه کالایی طبق جدول ۷).

جدول ۷: گروه کالاهای مشترک که در کشورهای مقایسه‌کننده پیشرو و محرک صادرات آن‌ها هستند و در سطح تکنولوژی بالا قرار دارند

ردیف	طبقه	گروه کالایی	کد
1	HTME	ماشین آلات و لوازم الکتریکی (.n.e.s)	۷۷۸
2	MTME	لوازم مربوط به مدارهای الکتریکی مانند بوردها و پنل‌ها	۷۷۲
3	MTME	لوازم خانگی (الکتریکی و غیر الکتریکی) (.n.e.s)	۷۷۵
4	HTME	گیرنده‌های تلویزیون	۷۶۱
5	MTME	لوازم توزیع برق (.n.e.s)	۷۷۳
6	MTME	کشتی، قایق‌ها و شناورها	۷۹۳
7	MTME	لوله‌ها، بدنه دیگ بخار، مخازن و غیره	۷۴۷
8	MTME	تجهیزات مهندسی عمران و پیمانکاری	۷۲۳
9	MTME	موتورهای پیستونی احتراق داخلی و لوازم آن‌ها (.n.e.s)	۷۱۳
10	MTMA	وسائل نقلیه موتوری برای جابجایی اشخاص	۷۸۱
11	MTMA	قطعات و لوازم مربوط به وسائل نقلیه‌ی گروه کالاهای ۷۲۲، ۷۸۱، ۷۸۲، ۷۸۳	۷۸۴

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** UN Comtrade)

اکنون از هر ۱۴ گروه کالا، زیر گروه‌های کالاهای پنج رقمی (یعنی آخرین طبقه‌بندی کالایی در SITC ویرایش ۳) که دارای بیشترین سهم میان کشورهای مقایسه‌کننده بوده‌اند، انتخاب شدند تا مشخص گردد دقیقا چه نوع کالای خاص دارای سهم بالا است. یعنی از میان ۳۱۲۱ کالای موجود در دسته‌بندی، کالاهای پنج رقمی استخراج شدند تا به عنوان نمونه، نماینده‌ای از کالاهای پنج رقمی موفق در گروه کالاهای سه رقمی مورد نظر باشند که نتایج به دست آمده در جدول ۸ مشاهده می‌گردد.

جدول ۸: گروه کالاهای ۵ رقمی دارای اولویت اول

ردیف	طبقه	گروه کالایی	کد
۱	LTMO	صندلی‌ها (غیر از آن‌هایی که مشمول کد ۸۷۲۴ است)، اعم از آن‌هایی که تبدیل به تختخواب می‌شوند یا نمی‌شوند و قطعات و لوازم آن‌ها (با قاب چوبی) (n.e.s.)	۸۲۱۱۶
۲	LTMO	مبلمان و اجزاء و قطعات آن‌ها؛ ملافه، تشک، فریم‌ها و نگه دارنده‌های تشک، بالشت (از جنس چوب و قابل استفاده در ادارات، آشپزخانه و اتاق خواب) (n.e.s.)	۸۲۱۵۹
۳	LTMT	کفش با کف بیرونی و رویه لاستیک و پلاستیک (شامل کفش‌های ضد آب نیز می‌باشد که رویه با کف به وسیله کوک، میخ، پرچ و یا فرآیندهای مشابه به هم دوخته نشده باشند) (n.e.s.)	۸۵۱۳۲
۴	LTMT	کفش با رویه چرمی یا ترکیبی از چرم (با کف بیرونی چرمی) (n.e.s.)	۸۵۱۴۸
۵	LTMT	کفش با رویه از جنس پارچه (با کف بیرونی لاستیکی یا پلاستیکی)	۸۵۱۵۱
۶	LTMT	سینه‌بند، کمربند، کش، و محصولات مشابه و اجزاء و قطعات آن‌ها	۸۴۵۵۱
۷	LTMT	لباس نوزادان و اجزاء جانبی لباس (کشباف یا قلاب دوزی شده)	۸۴۵۱۲
۸	LTMT	پالتو، بارانی، شنل، کت‌های زنان و محصولات مشابه	۸۴۲۱۱
۹	LTMT	زیرپوش و زیر پیراهنی زنان و دیگر لباس‌های زیر، شلوار راحتی، لباس خواب، لباس حمام و محصولات مشابه زنان	۸۴۲۸۹
۱۰	LTMT	جلیقه نجات و کمربند نجات و دیگر محصولات مشابه	۶۵۸۹۳
۱۱	LTMT	دستمال توالت و آشپزخانه پنبه‌ای	۶۵۸۴۷
۱۲	LTMT	نخ پنبه غیر از نخ دوخت (حاوی ۸۵٪ یا بیشتر پنبه)	۶۵۱۳۳
۱۳	LTMT	نخ رشته‌ای مصنوعی (غیر از نخ دوخت) دارای رشته‌های کمتر از ۶۷ واحد دسی تکس از پلی استر	۶۵۱۵۲
۱۴	LTMT	نخ (غیر از نخ دوخت) حاوی ۸۵٪ یا بیشتر وزن از الیاف مصنوعی	65182
۱۵	LTMO	محصولات آهن و فولاد (n.e.s.)	۶۹۹۶۲
۱۶	LTMO	محصولات مسی، نیکلی، آلومینیوم، سرب، روی و حلب (n.e.s.)	۶۹۹۷۹
۱۷	LTMO	قفل‌های آویز و دیگر قفل‌ها (قفل‌های کلیدی یا قفل‌هایی که به وسیله برق عمل می‌کند) از جنس فلز؛ گیره‌های فلزی؛ کلیدها از جنس فلز	۶۹۹۱۱
۱۸	MTMP	لوله‌های جداری و لوله‌های حفاری که در حفاری نفت یا گاز مورد استفاده قرار می‌گیرند (از جنس آهن یا فولاد)	۶۷۹۱۳
۱۹	MTMP	لوله و اتصالات لوله از آهن یا فولاد (n.e.s.)	۶۷۹۵۹
۲۰	LTMO	سازه‌های آهنی و فولادی (به جز پیش‌ساخته برای ساختمان‌ها گروه ۸۱۱)؛ قطعات سازه‌ها (به عنوان مثال، پل‌ها و اجزاء پل‌ها و غیره) از آهن یا فولاد؛ ورق‌ها، میله‌ها، لوله‌ها و مانند آن برای استفاده در سازه‌ها ازآهن یا فولاد	۶۹۱۱۹
۲۱	PP	صفحات، ورق و نوار آلومینیومی، با ضخامت بیش از ۰.۲ میلیمتر	۶۸۴۲۳
۲۲	RBMA	تایرهای بادی جدید (که دارای آج‌های چپ و راست و مشابه آن هستند)	۶۲۵۵۱
۲۳	MTMP	صفحات، ورق‌ها، فویل و نوارهای پلاستیکی غیر سلولی دارای روکش، محافظ و یا با مواد مشابه دیگر (پلی‌کربنات و دیگر مواد پلی‌استری) ترکیب شده باشد	۵۸۲۲۶
۲۴	RBMO	محصولات نفتی، پتروشیمی و مواد معدنی هیدروکربنی	۳۳۴
۲۵	LTMO	جواهرات و اشیای قیمتی از فلزات طلا، نقره یا پلاتینیوم (به جز ساعت‌ها) و محصولات طلایی یا نقره‌ای (شامل سرویس‌های گرانبها) (محصولات و قطعات جواهری)	۸۹۷۳۱

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** UN Comtrade)

توضیحات: آمار کالاهای چهار و پنج رقمی گروه کالاهای ۳۳۴ موجود نیستند. آمار کالاهای پنج رقمی گروه کالاهای ۷۸۱ موجود نبودند و از گروه کالاهای چهار رقمی این گروه‌ها استفاده گردیده است.

از نگاه کلی، یک گروه مربوط به محصولات پتروشیمی، دو گروه مربوط به محصولات لاستیکی و پلاستیکی، دو گروه مربوط به منسوجات و پوشاک، سه گروه مربوط به فلزات اساسی، یک گروه مبلمان، یک گروه کفش، یک گروه مربوط به وسائل نقلیه و یک گروه هم مربوط به محصولات متفرقه است که زیر گروه آن که در لیست سه رقمی آمده مربوط به تولید جواهرات می‌باشد. بنابراین به طور خلاصه می‌توان در هشت دسته (پتروشیمی، لاستیکی و پلاستیکی، منسوجات و پوشاک، فلزات اساسی، مبلمان، کفش، وسائل نقلیه و جواهرات) آن‌ها را جمع‌بندی نمود.

۴-۳-۱- بررسی وضعیت گروه کالاهای اولویت اول در ایران

در این قسمت سهم گروه کالاهای اولویت اول از صادرات ایران بررسی می‌شود. برای آن‌که تصویر دقیق‌تری به دست آید، سهم این گروه کالاها در صادرات غیر نفتی بدست آمده است.

جدول ۹: وضعیت گروه کالاهای اولویت اول در صادرات ایران

ردیف	طبقه	گروه کالایی	کد	درصد از کل صادرات غیر نفتی ایران (۲۰۱۱)
1	LTMO	جواهرات و محصولات ساخته شده از مواد گرانبها (n.e.s.)	۸۹۷	۱/۳۰
2	LTMO	مبلمان و قطعات مربوطه	۸۲۱	۰/۰۳
3	LTMT	کفش	۸۵۱	۰/۳۲
4	LTMT	پوشاک (n.e.s.)	۸۴۵	۰/۰۶
5	RBMO	محصولات نفتی، پتروشیمی و مواد معدنی هیدروکربنی	۳۳۴	۲/۳۳
6	LTMO	صنایع فزات اساسی (n.e.s.)	۶۹۹	۰/۲۱
7	LTMT	پوشاک زنان	۸۴۲	۰/۰۲
8	LTMT	محصولات نساجی (n.e.s.)	۶۵۸	۰/۱۴
9	RBMA	تایرهای لاستیکی، آج‌های تایر و تیوب داخلی آن	۶۲۵	۰/۰۸
10	MTMP	لوله و پروفیل توخالی، اتصالات از جنس آهن، فولاد	۶۷۹	۰/۵۱
11	LTMO	سازه و قطعات آهن، فولاد، آلومینیوم (n.e.s.)	۶۹۱	۰/۱۹
۱۲	PP	آلومینیوم	۶۸۴	۰/۸۷
۱۳	MTMP	صفحه، ورق، فویل و نوار پلاستیکی	۵۸۲	۰/۲۶
۱۴	LTMT	الیاف و نخ بافندگی و نساجی	۶۵۱	۰/۰۵
		جمع		۶/۳۷

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** UN Comtrade)

همان‌طور که در جدول ۹ مشاهده می‌شود به غیر از دو گروه کالایی، سهم بقیه گروه کالاها بسیار پایین می‌باشد. به عنوان نمونه سهم گروه کالایی مبلمان (۸۲۱) برای کشورهای چین، هند،

اندونزی و ترکیه به ترتیب ۲/۵۶ و ۰/۳۲ و ۱/۰۳ و ۱/۵۳ درصد می‌باشد در حالی که این میزان برای ایران فقط ۰/۰۳ درصد می‌باشد. نکته مهم‌تر آن است که به دلیل حجم بالای صادرات در کشورهای بزرگی همچون چین، هند و اندونزی این درصدها اعداد بزرگی خواهد شد. به عنوان نمونه برای کشور چین میزان صادرات مبلمان در سال ۲۰۱۴ تقریبا برابر با ۶۰ میلیارد دلار بوده و این یعنی از تمام صادرات غیر نفتی ایران بسیار بیشتر می‌باشد. این عدد برای هند، بیش از یک میلیارد دلار، اندونزی ۱/۸ میلیارد دلار و ترکیه ۲/۴ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۴ بوده است. در حالی که این رقم در سال ۲۰۱۱ برای ایران فقط ۱۵ میلیون دلار می‌باشد. گروه کالایی کفش نیز وضعیت مشابهی دارد به طوری که سهم این گروه کالایی برای چین، هند، اندونزی و ترکیه به ترتیب، ۲/۴ و ۰/۹۴ و ۲/۳۳ و ۰/۴۶ درصد نسبت به کل صادرات می‌باشد که از نظر ارزش به ترتیب برابر با ۵۶ و ۳ و ۴ و ۰/۸ میلیارد دلار می‌باشد. در حالی که این رقم در سال ۲۰۱۱ برای ایران برابر با ۱۱۳ میلیون دلار بوده است. بنابراین در اکثر گروه‌های کالایی پیشرو در کشورهای مقایسه‌کننده، وضعیت خوبی در صادرات ایران مشاهده نمی‌شود.گروه کالاهایی که جهت مشارکت سرمایه‌گذاری خارجی با بخش خصوصی ایران پیشنهاد داده شد، با وضعیت بسیار بدتری در ایران مواجه هستند که البته این امر قابل پیش‌بینی بود.

جدول ۱۰: وضعیت گروه کالاهای اولویت اول جهت مشارکت سرمایه‌گذاری خارجی در صادرات ایران

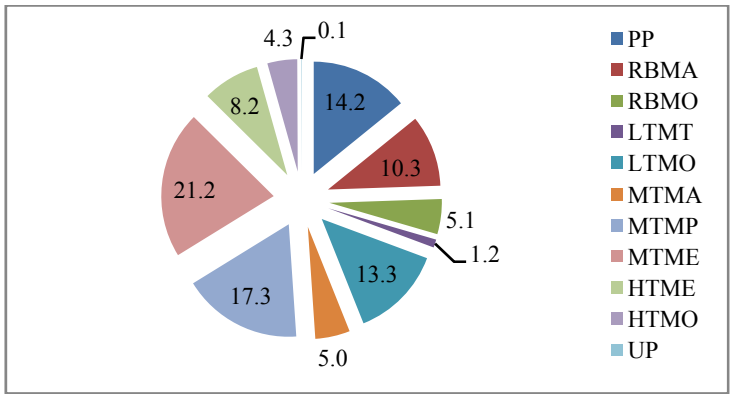
ردیف	طبقه	گروه کالایی	کد	درصد از کل صادرات غیر نفتی ایران (۲۰۱۱)
1	HTME	ماشین آلات و لوازم الکتریکی (.n.e.s)	۷۷۸	۰/۰۲
2	MTME	لوازم مربوط به مدارهای الکتریکی؛ بوردها و پنل‌ها	۷۷۲	۰/۰۶
3	MTME	لوازم خانگی (الکتریکی و غیر الکتریکی) (.n.e.s)	۷۷۵	۰/۰۵
4	HTME	گیرنده‌های تلویزیون	۷۶۱	۰/۰۰
5	MTME	لوازم توزیع برق (.n.e.s)	۷۷۳	۰/۴۷
6	MTME	کشتی، قایق‌ها و شناورها	۷۹۳	۰/۰۲
7	MTME	لوله‌ها، بدنه دیگ بخار، مخازن و غیره	۷۴۷	۰/۰۶
8	MTME	تجهیزات مهندسی عمران و پیمانکاری	۷۲۳	۰/۰۱
9	MTME	موتورهای پیستونی احتراق داخلی و لوازم آن‌ها (.n.e.s)	۷۱۳	۰/۰۲
۱۰	MTMA	وسائل نقلیه موتوری برای جابجایی اشخاص	۷۸۱	۰/۳۹۱
۱۱	MTMA	قطعات و لوازم مربوط به وسائل نقلیه گروه کالاهای ۷۲۲، ۷۸۱، ۷۸۲، ۷۸۳	۷۸۴	۰/۱۸
		جمع		۱/۲۸

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** UN Comtrade)

مطابق با جدول ۱۰ مشاهده می‌شود سهم این گروه کالایی در صادرات ایران بسیار پایین و در بیشتر موارد ناچیز می‌باشد. نکته قابل تامل این‌که مجموع سهم این ۲۵ گروه کالایی اولویت اول در صادرات ایران ۷/۷ درصد است در حالی که این میزان برای چین، هند، اندونزی و ترکیه به ترتیب ۳۰، ۴۳، ۱۹ و ۴۱ درصد است. به بیان دیگر حدود یک سوم صادرات چین در ۲۵ گروه کالایی (از ۲۵۸ گروه کالایی صادراتی خود) متمرکز شده است. همچنین حدود نیمی از صادرات هند و ترکیه در این ۲۵ گروه کالایی متمرکز شده که بسیار قابل توجه است.

۴-۴- شناسایی کالاهای وارداتی کاربر و تکنولوژی پایین و متوسط

هدف از این بخش آن است که کالاهای کاربر و تکنولوژی پایین و متوسط که سهم بالایی در واردات کشور دارند، مشخص شود و این مراحل مکمل مرحله اصلی یعنی گام اول چارچوب GIF می‌باشند.



نمودار ۱۱: ترکیب دسته کالاهای وارداتی ایران از نظر سطح تکنولوژی (۲۰۱۱)

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** UN Comtrade)

طبق نمودار ۱۱، حدود ۳۰ درصد از واردات کشور را گروه کالایی مواد اولیه و صنایع منابع‌بر و ۱۵ درصد را محصولات با تکنولوژی پایین تشکیل می‌دهند. همچنین گروه کالاهایی که بیشترین سهم را در واردات ایران دارند در جدول ۱۱ آورده شده است.

جدول ۱۱: گروه کالاهای دارای سهم بالای یک درصد در واردات ایران (۲۰۱۱)

ردیف	طبقه	گروه کالایی	کد	سهم از واردات
۱	MTMP	شمش و اشکال اولیه آهن یا فولاد	۶۷۲	۵/۱۷
۲	LTMO	محصولات نورد تخت آهن، فولاد غیر آلیاژی، بدون پوشش و روکش	۶۷۳	۳/۹۹
۳	MTME	سایر ماشین آلات برای صنایع خاص (.n.e.s)	۷۲۸	۲/۸۲
۴	LTMO	میله‌ها، فرم‌ها، اشکال آهنی و فولاد	۶۷۶	۲/۶۳
۵	PP	ذرت (غیر از ذرت شیرین) آسیاب نشده	۰۴۴	۲/۳۳
۶	HTME	تجهیزات و قطعات مخابراتی (.n.e.s)	۷۶۴	۲/۳۲
۷	HTMO	داروها (شامل داروهای دامپزشکی)	۵۴۲	۲/۲۳
۸	MTME	موتورهای پیستونی احتراق داخلی و لوازم آن‌ها (.n.e.s)	۷۱۳	۱/۹۷
۹	RBMA	کاغذ و مقوا	۶۴۱	۱/۹۱
۱۰	MTME	تجهیزات سرمایشی و گرمایشی و قطعات مربوطه (.n.e.s)	۷۴۱	۱/۹۰
۱۱	HTME	ماشین‌های پردازش داده‌های اتوماتیک (.n.e.s)	۷۵۲	۱/۸۳
۱۲	MTME	پمپ‌ها، کمپرسورها و فن‌های گازی	۷۴۳	۱/۷۷
۱۳	PP	برنج	۰۴۲	۱/۷۶
۱۴	RBMA	روغن‌ها و چربی‌های گیاهی (تصفیه شده و خام)(soft)	۴۲۱	۱/۷۴
۱۵	PP	خوراک طیور (غیر از غلات آسیاب نشده)	۰۸۱	۱/۷۱
۱۶	MTMA	قطعات و لوازم مربوط به وسائل نقلیه‌ی گروه کالاهای ۷۲۲، ۷۸۱، ۷۸۲، ۷۸۳	۷۸۴	۱/۶۹
۱۷	LTMO	محصولات نورد تخت آهن، فولاد غیر آلیاژی، دارای پوشش و روکش	۶۷۴	۱/۵۴
۱۸	MTME	لوازم خانگی (الکتریکی و غیر الکتریکی) (.n.e.s)	۷۷۵	۱/۵۲
۱۹	MTMA	وسائل نقلیه موتوری برای جابجایی اشخاص	۷۸۱	۱/۵۱
۲۰	MTMP	سایر محصولات پلاستیکی در اشکال اولیه	۵۷۵	۱/۴۴
۲۱	PP	گوشت گاو، تازه، سرد یا یخ‌زده	۰۱۱	۱/۳۹
۲۲	MTME	تجهیزات مهندسی عمران و پیمانکاری	۷۲۳	۱/۳۲
۲۳	MTMP	لوله و پروفیل توخالی، اتصالات از جنس آهن و فولاد	۶۷۹	۱/۳۰
۲۴	MTMA	وسایل نقلیه موتوری جاده‌ای (.n.e.s)	۷۸۳	۱/۳۰
۲۵	RBMA	روغن‌ها و چربی‌های گیاهی (تصفیه شده و خام) (Non Soft)	۴۲۲	۱/۲۵
۲۶	RBMO	کک و نیمه کک زغال‌سنگ، کربن	۳۲۵	۱/۲۴
۲۷	HTME	ماشین آلات و لوازم الکتریکی (.n.e.s)	778	۱/۲۱
۲۸	MTME	موتورها و محرکه‌های غیر برقی و قطعات آن‌ها (.n.e.s)	۷۱۴	۱/۱۳
۲۹	PP	میوه‌ها و آجیل (به جز دانه‌های روغنی)، تازه یا خشک	۰۵۷	۱/۱۲
۳۰	RBMA	شکر، شیره و عسل	۰۶۱	۱/۱۲
۳۱	HTMO	محصولات دارویی به استثنای گروه کالایی ۵۴۲	۵۴۱	۱/۰۵
۳۲	MTMP	وسایل نقلیه راه آهن و تجهیزات مرتبط	۷۹۱	۱/۰۴

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** UN Comtrade)

در این رده‌بندی می‌توان به گروه‌های کالایی همچون آهن و فولاد، کاغذ، برنج، گوشت و مواردی از این قبیل اشاره نمود که سهم بالایی در واردات کشور دارند. همچنین می‌توان به

گروه‌هایی همچون ۶۷۹، ۷۸۱ و ۷۸۴ اشاره نمود که در گروه کالاهای پیشران وجود دارند و در لیست فوق نیز قرار دارند و جزو گروه کالاهای با سهم بالا می‌باشند. در مجموع واردات در چهار بخش فولاد و آهن، محصولات کشاورزی، کاغذ و زغال‌سنگ و کک دارای سهم بالا می‌باشد.

۴-۵- صنایع فعال و خودیابی‌های موفق

مرحله دیگر از انتخاب صنایع، پیدا کردن خودیابی‌های موفق در اقتصاد می‌باشد. در اینجا طبق روش هیدالگو[1] (۲۰۰۷) از شاخص مزیت نسبی آشکار (RCA)[2] جهت تعیین بخش‌های موفق داخلی استفاده می‌شود. برای آن‌که بتوان بهتر روند گروه کالاها را تحلیل و بررسی نمود دو دوره ۱۹۹۷ و ۲۰۱۱ (اولین و آخرین دوره‌ای که داده‌ها در طبقه‌بندی استفاده شده موجود هستند) برای ایران در نظر گرفته می‌شود تا بتوان تغییرات مزیت نسبی آشکار شده کشور را مشاهده نمود. البته از شاخص مزیت نسبی آشکار قرینه شده استفاده شده است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$SRCA = \frac{RCA - 1}{RCA + 1}$$

با توجه به این‌که شاخص RCA بین صفر و بینهایت می‌باشد در این صورت مشاهده می‌شود که دامنه تغییرات شاخص تعدیل شده و قرینه فوق بین ۱- و ۱+ می‌باشد. به دلیل دامنه محدود شاخص تعدیل شده فوق هرچه به عدد یک نزدیکتر شود در این صورت مزیت نسبی بیشتر می‌باشد و بالعکس. سپس گروه کالاهایی که بالای 100 درصد رشد در SRCA خود داشته‌اند و یا دارای SRCA مطلق بالایی بوده‌اند را گزینش می‌نماییم.

---

[1]. Hidalgo (2007)

[2]. شاخص مزیت نسبی با استفاده از این فرمول محاسبه می‌شود:

$$RCA = \frac{\text{صادرات کالای x در کشور} \,/\, \text{صادرات کالا در کشور}}{\text{صادرات کالای x در جهان} \,/\, \text{صادرات کالا درجهان}}$$

جدول ۱۲: گروه کالاهای سه رقمی صادراتی بالای 100 درصد رشد در SRCA و یا دارای SRCA مطلق بالا طی ۱۴ سال

ردیف	طبقه	گروه کالایی	کد	۱۹۹۷	۲۰۱۱
۱	RBMO	محصولات پسماندی نفتی و محصولات مرتبط (n.e.s.)	۳۳۵	-	۰/۴۵
۲	PP	سنگ، ماسه و شن	۲۷۳	-	۰/۳۶
3	RBMO	عناصر شیمیایی غیر آلی، اکسیدها و نمک هالوژن	۵۲۲	-	۰/۲۴
۴	RBMO	آهک، سیمان و مصالح ساختمانی (مواد شیشه‌ای و خاک رس)	۶۶۱	-	۰/۵۴
۵	PP	گازهای نفتی، سایر هیدروکربن‌های گازی (n.e.s.)	۳۴۴	-	۰/۹۳
۶	MTMP	الکل‌ها، فنل، هالوژنه، سولفونات، نیترات	۵۱۲	-	۰/۶۱
۷	PP	سبزیجات	۰۵۴	-	۰/۱۳
۸	RBMO	مواد ساختمانی از خاک و مواد ساختمانی مقاوم	۶۶۲	-	۰/۲۲
۹	MTMP	پلیمرهای تولیدی از اتیلن در اشکال اولیه	۵۷۱	-	۰/۵۹
۱۰	PP	روی	۶۸۶	-	۰/۴۵
۱۱	PP	سرب	۶۸۵	-	۰/۳۱
۱۲	MTMP	کودها (به جز گروه ۲۷۲)	۵۶۲	-	۰/۳۰
۱۳	PP	شیر، خامه و شیر، محصولات شیر (به جز کره و پنیر)	۰۲۲	-	۰/۰۷
۱۴	MTMP	لوله و شیلنگ پلاستیکی	۵۸۱	-	۰/۰۷
۱۵	PP	ادویه‌ها و چاشنی‌های غذا	۰۷۵	۰/۴۹	۰/۶۹
۱۶	PP	پروپان و بوتان مایع شده	۳۴۲	۰/۷۱	۰/۸۱
۱۷	PP	میوه‌ها و آجیل (به جز دانه‌های روغنی)، تازه یا خشک	۰۵۷	۰/۴۷	۰/۵۲
۱۸	PP	نفت، نفت از قیر طبیعی، مواد نفتی و نفت خام	۳۳۳	۰/۹۳	۰/۷۹
۱۹	LTMT	پوشش‌های کف و غیره	۶۵۹	۰/۸۹	۰/۷۶

منبع: محاسبات نویسنده (**داده‌ها:** UN Comtrade)

با مقایسه جدول ۱۲ و نیز بخش‌های اولویت اول می‌توان دریافت که هیچ‌کدام از گروه کالاهای اولویت اول در این لیست قرار ندارند. البته گروه کالاهای نزدیک به یکدیگر از نظر نوع کالا در این دو لیست وجود دارند که می‌توان به گروه کالاهایی همچون ۵۸۱، ۶۸۵ و ۶۸۶ اشاره نمود. بنابراین می‌توان این‌گونه نتیجه‌گیری نمود که در بخش صادرات، یک بخش مربوط به صادرات نفت خام، چهار بخش مربوط به پتروشیمی و محصولات شیمیایی، سه بخش مربوط به کشاورزی (شامل گروه کالای میوه‌ها و سبزیجات که کالاهای صادراتی شاخص این بخش شامل خرما، صیفی‌جات، پسته و انگور است و گروه کالای قهوه، ادویه و چای که کالای صادراتی شاخص این بخش زعفران می‌باشد و گروه کالای فرآورده‌های لبنی و تخم مرغ که کالای شاخص این بخش ماست و بستنی است)، یک بخش مربوط به مواد معدنی خام (که کالای صادراتی شاخص این بخش سنگ‌های ساختمانی و غیره است)، یک بخش مربوط به محصولات معدنی غیر فلزی یا همان کانی‌های غیر فلزی (که کالای صادراتی شاخص این بخش سیمان و کاشی و سرامیک است)، یک بخش نیز مربوط به نساجی (که کالای شاخص صادراتی این بخش فرش می‌باشد)، دو گروه مربوط به محصولات پلاستیکی و یک بخش مربوط به فلزات است. نکته دیگر که می‌توان نتیجه گرفت آن است که گروه کالاهایی که بین جدول ۱۲ و جداول اولویت اول

(جداول ۶ و۷) مشترک هستند، گروه‌هایی هستند که در ایران موفق عمل نموده‌اند و در کشورهای مقایسه‌کننده نیز به عنوان پیشران می‌باشند. همچنین گروه کالاهایی که در لیست فوق قرار دارند اما در اولویت اول حضور ندارند، خودیابی‌های موفق در ایران هستند.

۵- نتیجه‌گیری

در این تحقیق ضمن تبیین اصول و پایه‌های نظری اقتصاد ساختاری جدید، چارچوب کاربردی این تئوری برای توسعه اقتصادی ایران مورد استفاده قرار گرفت. از این چارچوب که از نقاط قوت این تئوری نیز می‌باشد، جهت انتخاب بخش‌های پیشران با الگوبرداری از کشورهای پیشرو بر اساس مسیر طی شده آن‌ها و استراتژی توسعه صادرات مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتیجه بدست آمده از کاربرد چارچوب GIF این است که به بخش‌های پیشران کشورهای مقایسه‌کننده در اقتصاد ایران توجه کافی نشده است و دارای پایین‌ترین سهم در صادرات این کشور هستند. این بخش‌ها همان‌طور که بیان شد بخش‌های پیشران و محرکه اصلی کشورهای منتخب هستند که در طول حدود بیست سال صادرات این کشورها را به سمت بالا ارتقاء داده‌اند. لیکن طبق آمار و تحلیل‌های انجام شده به جز موارد محدود، اقتصاد ایران از پیشرانی این بخش‌ها محروم بوده است. نکته مهم دیگر آن است که سیاست جایگزینی واردات متناسب با مزیت نسبی اقتصاد ایران نیز به خوبی انجام نگرفته و در حال حاضر بخش عمده‌ای از واردات ایران اختصاص به کالاهای اولیه، منابع‌بر، کاربر و در سطح پایین و متوسط تکنولوژی دارد که بسیاری از این گروه کالاها قابلیت تولید در داخل را داشته و در برخی موارد جایگاه خوبی در تولید داخلی دارند. بنابراین اگر از تمامی ابعاد به قضیه نگاه شود، می‌توان این نتیجه‌گیری را به دست آورد که توجه بیشتر به بخش‌های پیشران متناسب با مزیت‌های نسبی اقتصاد ایران ضروری می‌باشد. پیشنهاد می‌گردد چارچوب کاربردی این تئوری و نتایج به دست آمده در حمایت‌های دولتی و اسناد توسعه‌ای مورد توجه قرار گیرد تا بتوان سهم بیشتری از بخش‌های دارای مزیت نسبی پنهان در تجارت بین‌الملل به دست آورد. همچنین پیشنهاد می‌گردد وزارت صنعت، معدن و تجارت و سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور به بررسی مستمر ساختارهای موجود عوامل کشور پرداخته و با توجه به پویایی‌های آن طی زمان به شناسایی بخش‌های پیشران و محدویت‌های دست و پاگیر آن‌ها توجه کنند. طبق نظریه اقتصاد ساختاری جدید یکی از وظایف دولت شناسایی بخش‌های پیشران و حمایت‌از آن‌ها می‌باشد.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی

۲. حساب‌های ملی مرکز آمار

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Chandra V., Lin, J. Y. and Wang, Y. (2012). "Leading Dragons Phenomenon New Opportunities for Catch-Up in Low-Income Countries".The World Bank, Development Economics Vice Presidency, Policy Research Working Paper.
2. Harrison, A. and Rodríguez-Clare, A. (2010). "Trade, Foreign Investment, and Industrial Policy for Developing Countries".In D. Rodrik (ed.), Handbook of Economic Growth, Vol. 5. Amsterdam, The Netherlands: North-Holland, p. 4039–213.
3. Hidalgo, C., Klinger, A. B., Barabasi, A.-L.and Hausmann, R. (2007). "The Product Space Conditions the Development of Nations". Science 317: 482–87.
4. Hausmann, R. and Klinger, B. (2006). "Structural Transformation and Patterns of Comparative Advantage in the Product Space". Working Paper No. 128. Cambridge, MA.
5. Kojima, K. (2000). "The Flying Geese Model of Asian EconomicDevelopment: Origin, Theoretical Extensions, and Regional PolicyImplications". Journal of Asian Economics 11: 375-401.
6. Lin, J. Y. (2011). "From Flying Geese to Leading Dragons: New Opportunities and Strategies for Structural Transformation in Developing Countries". WIDER annual lecture 15.
7. Lin, J. Y. and Chang, H. (2009). "DPR Debate: Should Industrial Policy in Developing Countries Conform to Comparative Advantage or Defy It?" . Development Policy Review **27**(5): 483–502. (Reprinted as the debate in chapter II of this volume.)
8. Lin, J. Y. and Monga, C. (2010). "The Growth Report and New Structural Economics". Policy Research Working Papers Series 5336, World Bank, Washington, D.C.
9. Lin, J. Y. and Monga, C. (2011). "DPR Debate: Growth Identification and Facilitation: The Role of the State in the Dynamics of Structural Change". Development Policy Review **29**(3): 259–310.

10. Lin, J. Y. and Treichel, V. (2012). "Applying the Growth Identification and Facilitation Framework: The Case of Nigeria". World Bank, Washington, D.C.
11. Lin, J. Y. (2012). *New Structural Economics A Framework for Rethinking Development and Policy*, The World Bank. Retrieved March 7.
12. Lin, J. Y. and Wang, Y. (2008). "China‘s Integration with the World: Development as a process of Learning and Industrial Upgrading". World Bank Policy Working paper 4799. December 2008.
13. Maddison, A. (2010). "Historical Statistics of the World Economy".(www.ggdc.net/ maddison/ Historical_Statistics/ vertical-fi le_02-2010.xls).
14. MOFCOM (2010). Statistical Bulletin of China's Outward Foreign Direct Investment
15. Pritchett, L. (1997). "Divergence, Big Time". Journal of Economic Perspectives 11 (3): 3–17.
16. Rodrik, D. (2010). "Globalization, Structural Change and Productivity Growth".Working Paper 17143.National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
17. Rodrik, D. (2004). *Industrial Policy for the Twenty-First Century*, Cambridge, MA.
18. Rodrik, D. (2009). "Industrial Policy: Don’t Ask Why, Ask How". Middle East Development Journal **1**(1): 1–29.
19. Stiglitz, J. and Lin J. Y. (2013). "The Rejuvenation of Industrial Policy". Policy Research Working Paper, Office of the Chief Economist.
20. UNCTAD (2011). "Economic Development in Africa – Fostering Industrial Development in Africa in theNew Global Environment". Special Report, UNCTAD/UNIDO.New York and Geneva.
21. Wang, Y. (2009). "Development Partnerships for Growth and Poverty Reduction". A Synthesis of the First Event Organized by the China-DAC Study Group.|| Beijing: International Poverty Reduction Center in China, October 28–29, 2009.
22. World Bank (2008). "Nigeria Valua Chain Analysis: Sector Choice and Market Analysis Report". EME consultants, London.
23. World Bank (2011). *Global Development Horizons 2011—Multipolarity: The New Global Economy*. World Bank: Washington D.C.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هفدهم، بهار و تابستان ۱۳۹۶

بررسی تعامل بین مصرف و انتشار گاز گلخانه‌ای با استفاده از کالیبراسیون یک الگوی بهینه‌یابی پویا

زهرا نصراللهی[1*]
فائزه سعیدی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۲/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۰۱

چکیده

امروزه بهره‌برداری بیش از حد منابع از یک سو و آلودگی، ضایعات و پسماندهای تولیدی و مصرفی از سوی دیگر موانع اساسی را پیش روی توسعه کشورها قرار داده است. از جمله مخاطرات که اخیراً توجه جهانیان به آن معطوف شده، افزایش گازهای گلخانه‌ای، تخریب لایه اوزون، ذوب شدن یخ‌های قطبی، از دست دادن گونه‌ها و فرسایش زمین‌های کشاورزی است. مصرف از جمله علل کلیدی در تخلیه منابع طبیعی، انتشار گازهای گلخانه‌ای و تخریب محیط زیست است که باید در راستای توسعه پایدار مدیریت شود. در این مقاله با هدف بررسی اثر مصرف بر توسعه پایدار به پیروی از الگوی لامبرت (۱۹۸۵) و استوکی (۱۹۹۸)، از یک مدل کنترل بهینه که بر تعامل بین رفتار مصرف‌کننده و تخریب محیط زیست تمرکز دارد، استفاده شده است. به منظور حل عددی این مدل، تابع مطلوبیت با خاصیت ریسک‌گریزی نسبی ثابت در نظر گرفته شده و بر اساس اصل حداکثر پونتریاگین به بهینه‌سازی مدل و یافتن مقادیر بهینه مصرف و انتشار آلودگی در وضعیت پایدار پرداخته شده است. پارامترهای مدل با استفاده از روش کالیبراسیون مقدار دهی شده و در نهایت با طرح سناریو، نتایج حاصل از تغییر پارامترهای مدل ارزیابی شده است. پس از حل مدل، مسیر بهینه متغیرها و نحوه دستیابی به نقطه بهینه در حالت پایدار تعیین شده و نتایج در یک نمودار فازی تجزیه و تحلیل شده است. نتایج، حاکی از بالا بودن مصرف و انتشار وضعیت فعلی ایران نسبت به مقادیر بهینه است، به نحوی که ایران از وضعیت بهینه پایدار دور می‌شود. علت این نتایج، عدم پایداری الگوهای مصرف در ایران است.

واژگان کلیدی: توسعه پایدار، مصرف پایدار، تخریب محیط زیست، بهینه‌یابی پویا، ایران.

Keywords: Sustainable Development, Sustainable Consumption, Environmental Degradation, Dynamic Optimization, Iran.
JEL Classification: Q56, Q01, E21, C61.

---

[1]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه یزد
(*- نویسنده مسئول: Email: Nasr@yazd.ac.ir)
[2]. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه یزد

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.17.269

۱- مقدمه

در جهان مدرن امروز، بیشتر زمان و انرژی مردم به تولید کالاها و خدمات برای کسب درآمد اختصاص یافته است و سپس این درآمد برای خرید اقلام گوناگون مصرفی خرج می‌شود. این فعالیت‌های تولیدی و مصرفی، سوء بهره‌برداری از انرژی، مواد، آب و خاک را شامل شده و بنابراین اساس اختلالات محیط زیستی است (ویلک[1]، ۲۰۰۲). در طول چند دهه اخیر، نقش مردم در تخریب محیط زیست به یکی از موضوعات چالش برانگیز در بین اقتصاددانان، زیست‌شناسان و کارشناسان محیط زیست تبدیل شده است. در این راستا، از یک طرف کشورهای توسعه‌یافته، کشورهای در حال توسعه را برای کاهش نرخ زاد و ولد تحت فشار قرار داده و از طرف دیگر کشورهای در حال توسعه، کشورهای توسعه‌یافته را به خاطر شیوه زندگی اسراف‌آمیز و مصرفی آن‌ها مورد انتقاد قرار می‌دهند (بانگارتس[2]، ۱۹۹۳). در این میان افزایش مصرف توسط بیش از یک میلیارد مصرف‌کننده در کشورهای توسعه‌یافته و مصرف‌کنندگان پردرآمد در کشورهای در حال توسعه، فشار بی‌سابقه‌ای را بر منابع طبیعی و محیط زیست وارد کرده و بسیاری از مشکلات محیط زیستی ازجمله باران اسیدی، مه‌دود شهر و گرم‌شدن کره زمین را بیشتر و بزرگ‌تر کرده است (سودارکدی، ۲۰۰۹). شاید بتوان ادعا کرد که شیوه تعریف توسعه در شکل‌گیری این الگوی مصرف نقش داشته است. به این صورت که اوایل دهه ۱۹۷۰، توسعه معادل با رشد فیزیکی و به معنای انباشت سرمایه بود این تعبیر از توسعه در کشورهای اروپایی عمدتاً به مفهوم بهره‌برداری از منابع طبیعی در اقصی نقاط دنیا و گشودن بازارها برای منافع آن کشورها بود. چنین مفهومی از توسعه، مصرف بیشتر را به همراه داشت. بنگاه‌های تولیدی به منظور سود بیشتر، دست به تولید انبوه می‌زدند و به طور طبیعی به دنبال یافتن بازار برای مصرف کالاهای خود بودند. تبلیغات گوناگون که به انگیزه بازاریابی و سود بیشتر بنگاه‌ها رونق یافته بود، مصرف‌گرایی و گرایش به مصارف کاذب و تجمل‌گرایی را به همراه داشت. نتیجه دیگر چنین توسعه‌ای، سرازیر شدن منابع طبیعی به سمت کالاهای مصرفی و غیر ضروری بود که موجب تخریب محیط زیست و از بین رفتن منابع طبیعی شد (فراهانی فرد، ۱۳۸۹). یکی دیگر از علل مصرف ناپایدار، عدم ارائه الگوی صحیح مصرف است. امروزه شرکت‌ها با به کارگیری شیوه‌های خاص تبلیغاتی و استفاده از ابزارهای لازم، سعی در ایجاد و تبدیل فرهنگ‌ها و نیز خلق نیازهای غیر ضروری در کشورها

[1]. Wilk (2002)
[2]. Bongaarts (1993)

دارند. شرکت‌های جهانی همه به این نتیجه رسیدند که آنچه می‌تواند باعث رونق و دوام بازار فروش کالاهای تولیدی شود، سلطه بر آرا، افکار و اندیشه‌های افراد است.

مطالعات محیط زیستی به طور عمده روی تولید متمرکز است (راپک[1]، ۲۰۰۵)، اما امروزه تمایل افراطی به مصرف برای کسب رفاه بیشتر و به دنبال آن تولید انبوه کالاهای مصرفی، بیانگر اهمیت الگوهای مصرفی و لزوم تمرکز روی این متغیر کلان اقتصادی است. تحقیقات در مورد مصرف و محیط زیست از اواسط دهه ۱۹۹۰ به سرعت رشد کرده و موضوع مصرف در اقتصاد محیط زیست، به طور برجسته در دستور کار قرارگرفته است (برنامه توسعه سازمان ملل متحد[2]، ۱۹۹۸).

افزایش مصرف از طریق افزایش شدت استفاده از منابع تجدیدناپذیر انرژی باعث افزایش ضایعات و انتشار گازهای گلخانه‌ای و نابودی محیط زیست می‌شود. اثرات محیط زیستی ناشی از مصرف شامل فشار مستقیم و غیر مستقیم است؛ از جمله فشارهای مستقیم را می‌توان تولید گازهای گلخانه‌ای ناشی از احتراق سوخت خانوارها نام برد و فشارهای غیر مستقیم، انتشار گازهای آلاینده ناشی از تولید کالاها و خدمات مصرفی خانوارهاست (سودارکدی[3]، ۲۰۰۹).

با توجه به پیامدها و آثار نامطلوب ناشی از الگوهای ناصحیح مصرف، به عنوان یکی از علل عمده تخریب محیط زیست و ضرورت اصلاح این الگوها برای دستیابی به توسعه پایدار، در این پژوهش اثر مصرف بر محیط زیست بررسی شده است.

هدف این مقاله بررسی تعامل بین اثرات محیط زیستی مستقیم و غیر مستقیم ناشی از مصرف و انتشار گاز گلخانه‌ای دی اکسیدکربن است.

۲- پیشینه تحقیق

در این بخش به شرح پژوهش‌هایی پرداخته شده که به دنبال بررسی ارتباط بین تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی) بوده‌اند. از آن‌جا که علت اصلی تولید، مصرف است و این تقاضای مصرفی است که عرضه محصولات مصرفی را شکل می‌دهد، تولید به عنوان متغیر جایگزین مصرف به کار رفته (ادرنگی[4]، ۲۰۰۴) و به بررسی ارتباط تولید و آلودگی متناسب با موضوع پژوهش پرداخته می‌شود که از جمله آن تحقیقات مربوط به منحنی محیط زیستی کوزنتس[5] است.

---

1. Ropke (2005)
2. UNDP
3. Sudarkodi (2009)
4. Adrangi (2004)
5. Kuznets

از جمله مطالعات خارجی در راستای موضوع به شرح زیر است:

فارستر[1] (۱۹۷۳) در مقاله خود تحت عنوان "برنامه‌ریزی مصرف بهینه در یک محیط زیست آلوده" مبادله بین مصرف و آلودگی را با استفاده از روش بهینه‌یابی پویا مدل‌سازی کرد. نتایج مطالعه او نشان داد، آلودگی قابل کنترل است و رسیدن اقتصاد به سطح صفر یا غیر صفر آلودگی، به ترجیحات جامعه، فن‌آوری و مشخصه‌های محیط زیست بستگی دارد.

سویتاس[2] (۲۰۰۷) رابطه علی بین سه متغیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار کربن را برای ترکیه مورد بررسی و تحلیل قرار داد. وی از متغیرهای نیروی انسانی، سرمایه، رشد اقتصادی و انتشار کربن برای بررسی چگونگی ارتباط بین رشد اقتصادی و انتشار کربن استفاده کرد. نتایج مطالعه سویتاس حاکی از وجود رابطه‌ای یک طرفه از مصرف به انتشار کربن در ترکیه است. ولی او وجود چنین رابطه‌ای بین انتشار کربن و درآمد ملی را نتیجه نگرفت و بر این اساس استنباط کرد که کاهش انتشار کربن موجب کاهش رشد اقتصادی در ترکیه نمی‌شود.

کاستانتینی و مونی[3] (۲۰۰۸) به بررسی ارتباط علی بین محیط زیست، توسعه انسانی و رشد اقتصادی برای گروه کشورهای منتخب طی دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رابطه بین توسعه انسانی و رشد اقتصادی مثبت و در مقابل رابطه منابع طبیعی و رشد منفی بوده است. بررسی رابطه پایداری و توسعه انسانی در قالب منحنی محیط زیستی کوزنتس نشان می‌دهد بین ناپایداری و توسعه انسانی یک رابطه U وارون برقرار است.

نازال و همکاران[4] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان "رویکرد بهینه‌یابی برای گسترش طول عمر محصول و مصرف پایدار" با استفاده از یک مدل بهینه‌سازی ریاضی چند دوره‌ای که روی تعاملات تولیدکننده، سیاست‌گذار و مصرف‌کننده تمرکز دارد، سود تولیدکننده و مصرف‌کننده را حداکثر کردند و دریافتند که افزایش دوام محصولات با میزان سود رابطه مستقیم دارد. نتایج بهینه‌سازی این مدل‌های کمّی برای ارزیابی اثر سیاست‌های نظارتی مختلف و سرمایه‌گذاری برای افزایش طول عمر و دوام خدمات محصول کاربرد دارد.

از جمله مطالعات داخلی در راستای موضوع می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

---

1. Forester (1973)
2. Soytas (2007)
3. Costantini and Monni (2008)
4. Nazzal (2013)

نصراللهی و غفاری (۱۳۸۸) در مقاله خود با عنوان "توسعه اقتصادی و آلودگی محیط زیست" رابطه انتشار سرانه دی اکسید کربن و شاخص توسعه انسانی را به کمک داده‌های تلفیقی (پنلی) در قالب فرضیه کوزنتس، برای کشورهای آسیای جنوب غربی و کشورهای عضو پیمان کیوتو در دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۰ مورد آزمون قرار دادند. نتایج بررسی برای کشورهای آسیای جنوب غربی یک رابطه افزایشی خطی بین انتشار CO_2 و HDI را نشان می‌دهد و این رابطه برای کشورهای پیمان کیوتو به صورت یک رابطه N شکل به دست آمد.

پژویان و لشکری‌زاده (۱۳۸۹) در پژوهش خود به بررسی عوامل مؤثر بر رابطه رشد و آلودگی پرداختند، زیرا که آن را مبنای سیاست‌گذاری محیط زیستی در سطح ملی و بین‌المللی می‌دانند. در این پژوهش با استفاده از روش داده‌های تابلویی، اثر رشد اقتصادی، تغییرات فن‌آوری، تغییر ترجیحات و تغییرات سیاسی (نقش دولت‌ها) بر میزان آلاینده‌های مهم هوا در ۵۶ کشور منتخب با سطوح توسعه‌یافتگی متفاوت از جمله ایران، در دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۵ آزمون شده و یافته‌ها نشان داده‌اند که به رغم رابطه مثبت رشد اقتصادی و میزان آلاینده‌ها، ارتقای سطح فن‌آوری در کاهش آلاینده‌های دی اکسید کربن و نیتروژن و بهبود شاخص‌های مربوط به اثر سیاسی در کاهش آلاینده دی اکسید کربن نقش مهمی داشته است.

ارباب و عباسی‌فرد (۱۳۹۱) با آزمون رابطه کوزنتس برای کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته به این نتیجه رسیدند که تمام کشورهای توسعه‌یافته از نقطه بازگشت عبور کرده‌اند. در حالی که اکثر کشورهای در حال توسعه همچنان قبل از نقطه بازگشت هستند. آن‌ها میزان درآمد سرانه نقطه بازگشت برای کشورهای در حال توسعه را ۹۰۱ دلار تخمین زدند.

اسلاملوئیان و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله خود با عنوان "بررسی ارتباط پویای محصول و آلودگی در چارچوب یک الگوی رشد" با استفاده از الگوی تعمیم‌یافته استوکی[1] (۱۹۹۸) و دنگ و هوانگ[2] (۲۰۰۹) به بررسی ارتباط پویا بین رشد اقتصادی و آلودگی از دو بعد نظری و تجربی پرداختند. در این راستا با توجه به ارتباط بلندمدت بین آلودگی محیط زیستی، سرمایه انسانی و رشد اقتصادی مجموعه شرایط لازم برای دستیابی به توسعه پایدار و قرار گرفتن اقتصاد بر روی مسیر رشد پایدار به طور نظری استخراج شده و مسیرهای بهینه متغیرهای کلیدی الگو با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۳۸ شبیه‌سازی شده است. نتایج بیانگر آن است

[1]. Stokey (1998)
[2]. Deng and Huang (2009)

که میزان آلودگی (CO_2) سرانه در ایران همراه با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه طی زمان افزایش یافته است. نتایج نشان می‌دهد که اقتصاد ایران در مراحل اولیه رشد قرار دارد. به طوری که همراه با افزایش درآمد سرانه، کیفیت محیط زیست کاهش می‌یابد. نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد که بعد از رسیدن اقتصاد ایران به سطح آستانه این نتیجه معکوس می‌شود. بنابراین شاید بتوان ادعا کرد که فرضیه محیط زیستی کوزنتس ممکن است در آینده برای اقتصاد ایران صادق باشد.

۳- روش‌شناسی و ساختار الگو

کالیبراسیون ابزاری استاندارد در حوزه اقتصاد کلان است که به منظور کمّی‌سازی و اندازه‌گیری مدل‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. هدف کالیبراسیون، گسترش و تصحیح روش سازمان‌دهی و توصیف دقیق و جزئی داده‌هاست. کالیبره کردن عبارت است از فرآیند تعیین مقادیر پارامترهای معادله‌های ایستا و پویای یک مدل به‌گونه‌ای که بتوان با استفاده از مدل کالیبره شده یا مدل تصریح شده به شکل عددی، مقادیر متغیرهای درون‌زا را برای سال پایه بازتولید کرد. در واقع زمانی که پارامترهای معادله‌های مدل تعیین شد، از حل سیستم معادله‌های مدل، مقدار متغیرهای درون‌زای مدل به دست می‌آید که باید با مجموعه داده‌های سال پایه سازگار باشد (فتحی، ۱۳۹۳).
این تحقیق با هدف بررسی اثر مصرف بر توسعه پایدار به پیروی از الگوی لامبرت[1] (۱۹۸۵) و استوکی (۱۹۹۸)، از یک مدل کنترل بهینه که بر تعامل بین رفتار مصرف‌کننده و تخریب محیط زیست تمرکز دارد، استفاده کرده است. نوآوری پژوهش جایگزین کردن تابع مطلوبیت با خاصیت ریسک‌گریزی نسبی ثابت[2] در مدل کلی لامبرت است و پس از این جایگزینی، الگو با استفاده از مقادیر و داده‌های موجود ایران کالیبره می‌شود. در این بخش به تبیین مدل پرداخته می‌شود.
تحقق توسعه پایدار مستلزم آن است که ارضای نیازهای نسل فعلی، تأمین نیازهای نسل آتی را با مشکل مواجه نکند. بنابراین در فرموله کردن توسعه پایدار، باید در مفهوم رفاه اجتماعی نه تنها رفاه نسل امروز، بلکه رفاه نسل‌های آینده لحاظ شود. در این وضعیت توسعه پایدار بر اساس رفاه غیر

[1]. Lambert (1985)
[2]. Constant Relative Risk Aversion

کاهنده انسان در طی زمان تفسیر می‌شود و بر جنبه‌های بهینه تولید و مصرف بین نسل‌ها تأکید دارد.

در ادامه به منظور بررسی چگونگی انعکاس منافع نسل‌های آتی در تابع هدف به عنوان گامی در جهت تئوریزه‌کردن مفهوم توسعه پایدار، یک مسئله کنترل بهینه طراحی می‌شود که هدف آن حداکثر کردن ارزش فعلی[۱] مطلوبیت با نرخ تنزیل r و تعیین سهم بهینه مصرف و انتشار گاز گلخانه‌ای دی اکسید کربن در مسیر پایدار است.

۳-۱- تابع هدف و محدودیت‌ها

در این مدل فرض می‌شود تعداد زیادی مصرف‌کننده وجود دارد[۲] و مسئله بهینه‌سازی برنامه‌ریز اجتماعی، شامل حداکثرسازی ارزش فعلی مطلوبیت طول عمر مصرف‌کننده نمونه، نسبت به محدودیت‌هاست. رفاه مصرف‌کننده تحت تأثیر مطلوبیت حاصل از مصرف و همچنین تحت تأثیر عدم مطلوبیت ناشی از انتشار گاز گلخانه‌ای است، بنابراین تابع هدف برابر با مقدار حداکثر ارزش تنزیل شده خالص مطلوبیت ناشی از مصرف و انتشار[۳] در افق زمانی T است.

$$\text{Max} \int_0^T e^{-rt}\, U\big(f(C) - g(E)\big)dt \qquad (۱)$$

در این مدل دو محدودیت تعریف می‌شود:

بر طبق محدودیت اول، تغییرات در موجودی انتشار در طول زمان تابعی خطی از سطح مصرف و سطح انتشار است. این محدودیت، مسیر زمانی متغیر وضعیت یا معادله حرکت[۴] مسئله را که برای وجود جواب بهینه مورد نیاز است، ارائه می‌دهد:

$$E' = aC - bE \qquad (۲)$$

در این محدودیت، تغییر در موجودی انتشار دی اکسید کربن تحت تأثیر دو جزء است: جزء اول (aC) بیانگر کل میزان انتشار دی اکسید کربن و جزء دوم (bE) بیانگر بخشی از انتشار است که به

---

[1]. Persent Value

[۲]. برای سادگی، جمعیت به یک نرمال شده و هیچ نرخ رشد جمعیتی وجود ندارد.

[۳]. در کل مقاله منظور از انتشار، انتشار گاز گلخانه‌ای دی اکسید کربن است.

[4]. Dynamic

طور طبیعی توسط محیط زیست پاک‌سازی (جذب) می‌شود. بنابراین پارامترهای a و b، به ترتیب ضریب آلایندگی مصرف و نرخ طبیعی پاک‌سازی محیط زیست را نشان می‌دهند.
دومین محدودیت بیانگر مقادیر ابتدایی و انتهایی انتشار است:

$$E(0) = E_0 \ , E(t) \le E_T \ , 0 \le t \le T \qquad (۳)$$

بر اساس آن‌چه شرح داده شد، مدل بهینه‌یابی مورد نظر در رابطه (۴) نمایش داده شده است:

$$\text{Max} \int_0^T e^{-rt} U\big(f(C) - g(E)\big)dt \qquad (۴)$$

$$\text{st:} \quad E' = aC - bE$$

$$E(0) = E_0 \ , E(t) \le E_T \ , 0 \le t \le T$$

در الگوی بهینه‌یابی (۴)، متغیر C مصرف، E انتشار گاز دی اکسید کربن، E' تغییرات موجودی انتشار، r نرخ تنزیل و t زمان را نشان می‌دهد که به تفصیل هر کدام در ادامه توضیح داده شده‌اند.
الگوی موردنظر در قالب یک نظریه کنترل بهینه در پی یافتن یک قانون کنترل برای سیستم است، به شکلی که ضابطه بهینگی خاصی به دست آید. مسئله کنترل تابعی از متغیرهای کنترل[۱] و وضعیت[۲] است و کنترل بهینه مجموعه‌ای از معادله‌های دیفرانسیل است که مسیری از متغیرهای کنترل و وضعیت که تابع مطلوبیت را حداکثر می‌کنند، نشان می‌دهد. به منظور حل مسئله کنترل بهینه از اصل حداکثر پونتریاگین[۳] استفاده می‌شود، این اصل یک مجموعه از شرایط ضروری است که یک کنترل بهینه را تعیین می‌کند و برای یافتن بهترین مسیر ممکن یک سیستم پویا علی‌الخصوص در حضور قیدی برای متغیرهای کنترل یا وضعیت استفاده می‌شود (شون[۴]، ۲۰۰۲).
در این مدل متغیر کنترل متغیر مصرف است که کنترل روی آن صورت می‌گیرد و متغیر وضعیت، انتشار گاز گلخانه‌ای دی اکسید کربن است.

1. Control
2. State
3. Pontryagin
4. Shone (2004)

۳-۲- حل مدل

جهت بهینه کردن مدل، تابع لاگرانژ مسئله تعیین می‌شود؛ پس از انتگرال‌گیری و ساده‌سازی این تابع، رابطه (۵) حاصل خواهد شد:

$$L = \int_0^T \{U[f(C) - g(E)] - \lambda(t)(E' - aC + bE)\}\, dt \Rightarrow$$
$$L = \int_0^T \{U[f(C) - g(E)] + \lambda(aC - bE) + \lambda' E\}\, dt - \{\lambda(T)E(T) - \lambda(0)E(0)\} \Rightarrow$$
$$L = \int_0^T \{H + \lambda' E\}\, dt - \{\lambda(T)E(T) - \lambda(0)E(0)\} \quad (۵)$$

که H در رابطه (۵)، تابع همیلتونی جاری را نشان می‌دهد و تحت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$H = U[f(C) - g(E)] + \lambda(aC - bE)$$

طبق قضیه اصل ماکزیمم پونتریاگین، اگر متغیر کنترل بهینه C برای مسئله وجود داشته باشد، آن‌گاه متغیر هم‌وضعیت λ وجود خواهد داشت به نحوی که C و E عبارت $H + \lambda' E$ را حداکثر کنند. به بیان ساده‌تر، مدل زمانی حداکثر خواهد شد که تابع لاگرانژ حداکثر شود و این زمانی تحقق می‌یابد که متغیرهای کنترل و وضعیتی وجود داشته باشند که عبارت $H + \lambda' E$ را حداکثر کنند (لامبرت، ۱۹۸۵). طبق روند حل مسئله به روش پونتریاگین: ارزش فعلی فرم همیلتونی[1] مسئله، شرایط مرتبه اول[2] (F.O.C) و شرط تراگردی[3] (TV) در روابط (۶) تا (۹) و (۱۱) تعریف می‌شود:

$$H = e^{-rt} U[f(C) - g(E)] + \lambda(aC - bE) \quad (۶)$$
$$\frac{\partial H}{\partial C} = 0 \Rightarrow e^{-rt} U'(\phi) f'(C) + \lambda a = 0 \quad (۷)$$
$$\frac{\partial H}{\partial E} = -\lambda' \Rightarrow e^{-rt} U'(\phi) g'(E) + \lambda b = \lambda' \quad (۸)$$
$$\frac{\partial H}{\partial \lambda} = E' \Rightarrow aC - bE = E' \quad (۹)$$

---

1. Hamiltonian
2. First Order Condition
3. Transversality condition

λ متغیر هم‌وضعیت[1] نامیده می‌شود و برابر با قیمت سایه‌ای[2] متغیر وضعیت (انتشار) است. ارزش جاری[3] متغیر هم‌وضعیت از ضرب مقدار فعلی آن در e^{rt} به دست می‌آید:

$$m(t) = e^{rt}\lambda(t) \qquad (۱۰)$$

شرط چهارم، شرط تراگردی مدل کنترل بهینه است، این شرط کاملاً وابسته به محدودیت نقطه پایانی مسئله ($E(t) \le E_T$) است، بنابراین طبق شرط تراگردی (TV)، خواهیم داشت:

$$E(0) = E_0\ , E(t) \le E_T\ , 0 \le t \le T\ \Rightarrow\ \lambda(T) \le 0\ , \lambda(T)[E_T - E(T)] = 0 \qquad (۱۱)$$

اگر افق زمانی نامحدود باشد، این شرط در حالت حدی برقرار خواهد بود:

$$\lim_{T\to\infty} \lambda(T) \le 0 \quad , \quad \lim_{T\to\infty} \lambda(T)[E_\infty - E(T)] = 0$$

جهت ساده‌سازی معادله‌های دیفرانسیل و سهولت حل مدل، شرط دوم همیلتونی در e^{-bt} ضرب شده و سپس از دو طرف تساوی، انتگرال معین از S تا T گرفته می‌شود. بنابراین خواهیم داشت:

$$\lambda' - \lambda b = e^{-rt}U'(\phi)g'(E) \xrightarrow{\times e^{-bt}} (\lambda' - \lambda b)e^{-bt} = \frac{d}{dt}[\lambda e^{-bt}] = e^{-(b+r)t}U'(\phi)g'(E)$$
$$\xrightarrow{\int_S^T} \lambda(T)e^{-bT} - \lambda(S)e^{-bS} = \int_S^T e^{-(b+r)t}U'(\phi)g'(E)\,dt \qquad (۱۲)$$

اگر در شرط تراگردی، مقدار انتشار نهایی برابر با حداکثر مقدار مجاز خود نشود، آن‌گاه قیمت سایه‌ای ناشی از انتشار (λ) صفر خواهد بود ($\lambda(T) = 0 \ <= E(\hat{T}) \ne E_T$). با این فرض و ضرب رابطه (۱۲) در $e^{(b+r)s}$، ارزش جاری قیمت سایه‌ای (m)، برابر است با:

$$\xrightarrow{\times e^{(b+r)s}} m(s) = -\int_S^T e^{-(b+r)(t-s)}U'(\phi)g'(E)\,dt \qquad (۱۳)$$

شرط تراگردی بیانگر این است که قیمت سایه‌ای ناشی از انتشار غیر مثبت است، بنابراین ارزش جاری این متغیر (m) نیز غیر مثبت خواهد بود. قدر مطلق m هزینه انتشار آلودگی را نشان می‌دهد.

---

1. Costate
2. Shadow Price
3. Current Value

جهت پرهیز از پیچیدگی معادله‌های دیفرانسیلی، مجموعه‌ای از فروض ساده‌کننده در نظر گرفته می‌شود: فرض می‌شود تابع $f(C)$ و تابع $g(E)$ در مدل به ترتیب مقعر و محدب هستند و همچنین تابع مطلوبیت خطی است. بنابر این فروض، شرایط همیلتونی برای بهینه‌سازی مدل نه تنها لازم بلکه کافی نیز خواهد بود (لامبرت، ۱۹۸۵). با توجه به فرض خطی بودن تابع $U(\phi) = U\big(f(C) - g(E)\big)$، بدون از دست دادن کلیت مسئله، مشتق مرتبه اول مطلوبیت برابر ۱ $(U'(\phi) = 1)$ در نظر گرفته می‌شود. بنابراین، شرایط مرتبه اول ذکر شده در روابط (۷) تا (۹) پس از جایگذاری m و استفاده از فرض $U'(\phi) = 1$، معادله‌های دیفرانسیلی زیر را نتیجه خواهد داد:

$$f'(C) = -ma = a\int_S^T e^{-(b+r)(t-s)} g'(E)\, dt \qquad (۱۴)$$

$$g'(E) + m(b+r) = m' \qquad (۱۵)$$

$$E' = aC - bE \qquad (۱۶)$$

۳-۳- وضعیت پایدار

مطلوبیت بین دوره‌ای در شرایط پایدار حداکثر است و ویژگی وضعیت یا مکان پایدار این است که تغییر متغیرهای کلیدی مدل در آن صفر باشد. به منظور استخراج شرایط لازم جهت قرار گرفتن در وضعیت پایدار[1]، تغییرات متغیرهای وضعیت و هم‌وضعیت در طی زمان صفر قرار داده می‌شود.

پس از ادغام سیستم معادلات دیفرانسیلی ۱۴، ۱۵ و ۱۶ و اعمال شرط پایداری، ضابطه دو منحنی زیر حاصل خواهد شد:

$$f'\left(\frac{E'+bE}{a}\right) = -ma \overset{E'=0}{\Longrightarrow} m = \frac{-f'\left(\frac{bE}{a}\right)}{a} \qquad (۱۷)$$

$$g'(E) = m' - (b+r)m \overset{m'=0}{\Longrightarrow} m = \frac{-g'(E)}{b+r} \qquad (۱۸)$$

تقاطع حاصل از دو منحنی به دست آمده، فضای دو بعدی (E-m) را به ۴ ناحیه تقسیم می‌کند. نقطه تقاطع، همان نقطه بهینه (نقطه تعادلی پایدار) در شرایط وضعیت پایدار (پایا) است که رشد متغیرها در آن صفر است.

[1]. Steady State

معادله‌های دیفرانسیلی (۱۷) و (۱۸)، علامت E', m' را در وضعیت ناپایدار $(E' \neq 0\ ,\ m' \neq 0)$ تعیین می‌کنند و به این وسیله مسیر حرکت متغیرها در زمان در هر ناحیه مشخص می‌شود. در بخش‌های بعد به تعیین این مسیرها پرداخته می‌شود.

۳-۴- حل مدل با استفاده از تابع مطلوبیت ریسک‌گریز

به منظور حل عددی مدل، از تابع مطلوبیت با خاصیت ریسک‌گریزی نسبی ثابت (CRRA) که حالت خاصی از توابع با خاصیت ریسک‌گریزی مطلق هذلولی[1] یا HARA است و به خاطر انعطاف‌پذیری‌شان از پرکاربردترین توابع مطلوبیت هستند، استفاده شده است. از آن‌جا که به منظور استخراج وضعیت پایدار بهینه با یک نرخ مثبت، لازم است تا کشش مطلوبیت نهایی مصرف طی زمان ثابت باشد، از این نوع تابع مطلوبیت استفاده می‌شود (بارو و سالایی مارتین[2]، ۲۰۰۴). فرم کلی این گونه توابع به صورت زیر است:

$$U(C) = \begin{cases} \frac{[C(t)]^{1-\theta}-1}{1-\theta} & \theta > 0\ ,\theta \neq 1 \\ \ln(C) & \theta = 1 \end{cases} \qquad (۱۹)$$

با توجه به این‌که ضریب نسبی ریسک‌گریزی[3] این نوع توابع، ثابت و برابر θ است $(\frac{-C\,U''(C)}{U'(C)} = \theta > 0)$، تصمیم‌گیری از طریق این توابع تحت تأثیر مقیاس قرار نمی‌گیرد و این قابلیت، این توابع را به پرکاربردترین توابع در این حوزه تبدیل کرده است (ارو و همکاران[4]، ۱۹۹۶). بنابر آن‌چه شرح داده شد، برای نمایش مطلوبیت حاصل از مصرف، تابع مطلوبیت مورد نظر با ضریب مثبت و برای نمایش عدم مطلوبیت ناشی از انتشار، این تابع مطلوبیت با ضریب منفی وارد مدل می‌شود. برای در نظر گرفتن اثر انتشار بر تابع مطلوبیت، ضریب α از تابع عدم مطلوبیت انتشار با تابع مطلوبیت مصرف جمع می‌شود:

$$U[C(t), E(t)] = \frac{[C(t)]^{1-\theta}-1}{1-\theta} - \alpha\frac{[E(t)]^{1+\varepsilon}-1}{1+\varepsilon} \qquad \theta, \varepsilon, \alpha > 0 \qquad (۲۰)$$

---

1. Hyperbolic Absolute Risk Aversion
2. Barro and Sala-i-Martin (2004)
3. Relative Risk Aversion
4. Arrow (1996)

در این تابع، پارامتر α نشان‌دهنده اثر انتشار بر مطلوبیت و پارامتر θ بیانگر معکوس کشش بین دوره‌ای مصرف است. θ، ترجیحات مصرف‌کننده را در مصرف بین زمانی نشان می‌دهد و پارامتر ε، وزن انتشار در تابع مطلوبیت را نمایش می‌دهد و معرف میزان آگاهی محیط زیستی مصرف‌کنندگان است. فرم همیلتونی مسئله، شرایط مرتبه اول و شرط تراگردی با توجه به رابطه (۲۰)، برقرار می‌شود:

$$H = e^{-rt}\left[\frac{[C(t)]^{1-\theta}-1}{1-\theta} - \alpha\frac{[E(t)]^{1+\varepsilon}-1}{1+\varepsilon}\right] + \lambda(aC - bE) \quad (۲۱)$$

$$\frac{\partial H}{\partial C} = 0 \Rightarrow [C(t)]^{-\theta} = -m \quad (۲۲)$$

$$\frac{\partial H}{\partial E} = -\lambda' \Rightarrow \alpha[E(t)]^{\varepsilon} + m(b + r) = m' \quad (۲۳)$$

$$\frac{\partial H}{\partial \lambda} = E' \Rightarrow \quad E' = aC - bE \quad (۲۴)$$

شرط تراگردی این تابع مطلوبیت به همان شکل که در مدل کلی بیان شد، برقرار خواهد بود.
در این تابع با افزایش مصرف، مطلوبیت افزایش و با افزایش انتشار مطلوبیت کاهش می‌یابد و تابع مطلوبیت نسبت به مصرف و انتشار اکیداً مقعر است. با این توضیحات، شرایط (۲۵) برای تابع مطلوبیت برقرار است:

$$U = U[C, E] \qquad (U_C > 0\,, U_E < 0\,;\; U_{CC} < 0, U_{EE} < 0) \quad (۲۵)$$

از آن‌جا که قید اول مسئله خطی است، طبق قضیه منگازارین[۱]، شرایط همیلتونی برای بهینگی جواب، لازم و کافی است (لامبرت، ۱۹۸۵).

۳-۴-۱- وضعیت پایدار با تابع مطلوبیت ریسک‌گریز

پس از ادغام و خطی‌سازی سیستم معادله‌های منتج شده از شرایط همیلتونی، روابط متغیرهای کلیدی مدل به دست آمده و سپس به منظور یافتن نقطه بهینه در وضعیت پایدار، تغییرات متغیرهای وضعیت و هم‌وضعیت در طول زمان برابر صفر قرار داده می‌شود.

[۱]. اگر تابع مطلوبیت در $E\,,\,C$ مقعر و تابع محدودیت در $E\,,\,C$ خطی باشد، آنگاه شرایط همیلتونی (۲۲) تا (۲۴) برای بهینه‌سازی مدل لازم و کافی است.

با گرفتن لگاریتم طبیعی از شرط اول همیلتونی و جایگذاری شرط سوم همیلتونی در رابطه حاصل و اعمال شرط پایداری ($E' = 0$) بر آن، ضابطه یک منحنی در نمودار دو بعدی (E-m) بدست می‌آید که بیانگر یک تابع اکیداً صعودی است:

$$[C(t)]^{-\theta} = -ma \overset{\ln}{\Rightarrow}$$
$$-\theta \ln C = \ln(-ma) \overset{\text{جایگذاری}}{\Longrightarrow} \ln m = -\ln(-a) - \theta \ln\left(\frac{E' + bE}{a}\right) \overset{E'=0}{\Longrightarrow}$$
$$m = \left(\frac{-1}{a}\right)\left(\frac{bE}{a}\right)^{-\theta} \qquad (۲۶)$$

پس از اعمال شرط پایداری روی متغیر هم‌وضعیت ($m' = 0$) با استفاده از شرط دوم همیلتونی، یک ضابطه منحنی اکیداً نزولی حاصل می‌شود:

$$\alpha[E(t)]^{\varepsilon} + m(b + r) = m' \overset{m'=0}{\Longrightarrow} m = -\frac{\alpha\,[E(t)]^{\varepsilon}}{b+r} \qquad (۲۷)$$

۳-۴-۲- تعیین جهت متغیرها در هر ناحیه از نمودار فازی

در این بخش، با توجه به رشد مثبت یا منفی متغیرها در هر یک از چهار ناحیه نمودار فازی[1] (۱)، جهت حرکت متغیرها در طی زمان با استفاده از ضابطه منحنی‌های (۲۶) و (۲۷) و هم‌چنین فرم کلی منحنی بدون اعمال شرط پایداری تعیین می‌شود.

در ادامه روند حرکتی متغیر وضعیت در طول زمان در قسمت بالا و پایین منحنی $E' = 0$، مشخص می‌شود:

$$E' = 0 \Rightarrow m = \left(\frac{-1}{a}\right)\left(\frac{bE}{a}\right)^{-\theta} \overset{\text{در بالای } E'=0}{\Longrightarrow} m > \left(\frac{-1}{a}\right)\left(\frac{bE}{a}\right)^{-\theta} \Rightarrow -ma < \left(\frac{bE}{a}\right)^{-\theta}$$

طبق فرم کلی منحنی $-ma = \left(\frac{E'+bE}{a}\right)^{-\theta}$ برآمده از شرط اول و سوم همیلتونی و خاصیت اکیداً نزولی بودن تابع $\left(\frac{bE}{a}\right)^{-\theta}$؛ در قسمت بالای منحنی رشد پایدار ($E' = 0$)، انتشار با زمان افزایش می‌یابد.

---

[1]. Phase Diagram

$$=> \left(\frac{E'+bE}{a}\right)^{-\theta} < \left(\frac{bE}{a}\right)^{-\theta} => \frac{E'+bE}{a} > \frac{bE}{a} => E' > 0 \qquad (۲۸)$$

با استدلالی مشابه در قسمت پایین منحنی رشد پایدار ($E' = 0$)، انتشار با افزایش زمان رو به کاهش می‌رود.

روابط (۲۹) و (۳۰)، روند حرکتی متغیر m (هزینه انتشار آلودگی با علامت منفی) را با زمان، در قسمت بالا و پایین منحنی رشد پایدار ارزش جاری متغیر هم‌وضعیت ($m' = 0$) نشان می‌دهند:

$$m' = 0 => m = \frac{-\alpha[E(t)]^{\varepsilon}}{b+r} \xrightarrow{\text{در بالای } m'=0} m > \frac{-\alpha[E(t)]^{\varepsilon}}{b+r} \qquad (۲۹)$$

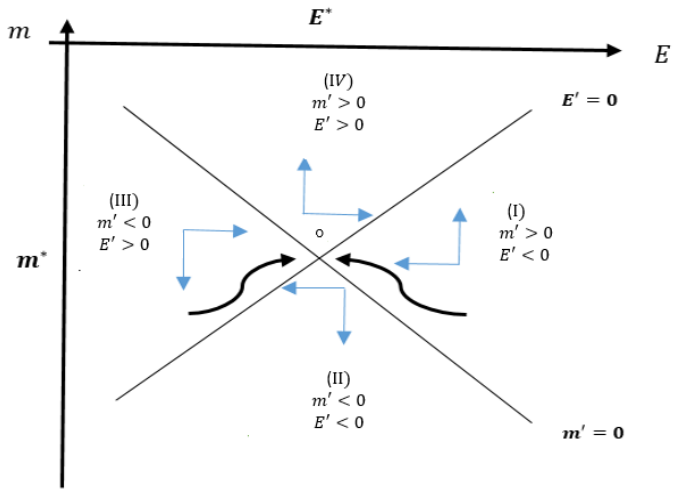
با توجه به معادله $\frac{m'-\alpha[E(t)]^{\varepsilon}}{b+r} = m$ از شرط سوم همیلتونی و رابطه (۲۹)، در بالای منحنی $m' = 0$، هزینه آلودگی روند کاهشی خواهد داشت.

$$\frac{m'-\alpha[E(t)]^{\varepsilon}}{b+r} > \frac{-\alpha[E(t)]^{\varepsilon}}{b+r} => m' > 0$$

به طور مشابه در پایین منحنی $m' = 0 <= m' < 0$.

۳-۴-۳- نمودار فازی

شمای کلی نمودار فازی مسئله و منحنی‌های به دست آمده در شرایط پایدار، نقطه بهینه متغیرها یا مکان پایدار، جهت حرکت متغیرها طی زمان در هر ناحیه و مسیرهای بهینه امکان‌پذیر به سمت نقطه پایا در نمودار (۱) نمایش داده شده است. بر منحنی‌های $E' = 0$ و $m' = 0$ به ترتیب انتشار و هزینه انتشار آلودگی با گذر زمان ثابت خواهد بود.



نمودار ۱: نمودار فازی

منبع: محاسبات تحقیق

لازم به ذکر است که وضعیت پایدار مورد نظر (نقطه O در نمودار ۱) در کلیه زمان‌ها ایده‌آل نیست و با توجه به فرضیات اولیه مدل، واقعیت‌های بازار پویا و داده‌های به روز شده، همواره نیازمند تعدیل است.

۳-۴-۳-۱- تجزیه و تحلیل نمودار فازی

نمودار فازی از چهار ناحیه تشکیل شده است که در هر کدام از این نواحی، متغیرها در وضعیت باثبات (پایدار) قرار ندارند و در طی زمان رشد مثبت یا منفی خواهند داشت. در هر یک از چهار ناحیه مذکور کشورها با درجه توسعه‌یافتگی مختلف قرار می‌گیرند و نحوه عملکرد آن‌ها تعیین‌کننده حرکت در جهت یا خلاف جهت نقطه پایدار است. سیاست‌های محیط زیستی داخلی، رشد اقتصادی و ملاحظات محیط زیستی در تولید و مصرف، تعیین‌کننده جهت و سرعت حرکت به سمت تعادل پایدار و بهینه است.

با توجه به نمودار فازی مشخص می‌شود که تنها در صورت قرار گرفتن در نواحی یک و سه امکان حرکت به سمت نقطه تعادلی پایدار وجود دارد، در دو ناحیه دوم و چهارم حرکت در خلاف جهت پایداری و نقطه بهینه است.

در ناحیه اول، انتشار آلودگی در طی زمان رو به کاهش است و هزینه آلودگی نیز روند کاهشی را نشان می‌دهد. این ناحیه از نمودار تعیین‌کننده موقعیت کشورهایی است که در شاخه نزولی منحنی محیط زیستی کوزنتس قرار دارند. در این ناحیه کشورهای پیشرفته جای دارند که دارای رشد اقتصادی بالا (GDP) هستند و همراه با افزایش تولید ناخالص داخلی، اقدامات عملی در جهت کاهش انتشار آلودگی را انجام می‌دهند. روشن است که این کشورها با سطوح بالای توسعه اقتصادی، دارای منابع بیشتری برای اختصاص به کنترل آلودگی و مدیریت محیط زیست هستند؛ بنابراین با اقداماتی همچون استفاده از فنّاوری پاک‌تر و به کارگیری قوانین مالیاتی صحیح، سعی در کاهش انتشار و حرکت به سمت نقطه پایدار دارند که به این ترتیب هزینه‌های کنترل آلودگی نیز کاهش می‌یابد. در این ناحیه اگر اولویت اول کشورها کنترل و مدیریت آلودگی باشد و بیش از حد بهینه در صدد کاهش انتشار باشند، از مسیر بهینه[1] دور شده و هزینه‌های کنترل آلودگی افزایش می‌یابد، به گونه‌ای که در حالت حدی موقعیت کشور به ناحیه دوم نمودار میل می‌کند.

ناحیه سوم موقعیت کشورهای در حال توسعه را نشان می‌دهد که اولویت اول آن‌ها توسعه اقتصادی و افزایش GDP است، طبیعی است که این فرآیند منجر به افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود، این کشورها به منظور حرکت به سمت مسیر پایدار و نقطه بهینه، باید هزینه‌های کنترل آلودگی را بپذیرند. تأکید بیش از حد بهینه بر رشد GDP و استخراج بی‌رویه منابع به منظور تولید و عدم استفاده از فنّاوری‌های سازگار با استانداردهای محیط زیستی و به دنبال آن افزایش مصرف و رشد تولید، باعث کاهش کیفیت محیط زیست شده و در حالت حدی موقعیت آن کشور به ناحیه چهارم نمودار انتقال می‌یابد. در این ناحیه انتشار گازهای گلخانه‌ای همواره افزایش می‌یابد و با توجه به عدم تخصیص منابع برای کنترل آلودگی و حفاظت از محیط زیست، حرکت در جهت خلاف مسیر پایداری است.

۳-۴-۴- حل الگوی بهینه‌یابی پویا

به‌منظور حل مدل در ابتدا باید پارامترهای الگوی طراحی شده رابطه (۳۰) کالیبره شوند. همان‌طور که بیان شد هدف حداکثر کردن ارزش فعلی مطلوبیت اجتماعی در افق زمانی $[0,T]$ است. فرض می‌شود که عمر مصرف‌کننده نامحدود است، بنابراین مقدار بی‌نهایت برای T در نظر گرفته می‌شود. در ادامه به کالیبره کردن شش پارامتر $b, a, \alpha, \varepsilon, \theta, r$ پرداخته می‌شود:

[1]. Time Path

$$\text{Max} \int_0^{\infty} e^{-rt} \left[\frac{[C(t)]^{1-\theta}-1}{1-\theta} - \alpha \frac{[E(t)]^{1+\varepsilon}-1}{1+\varepsilon}\right] dt \qquad (۳۰)$$

$$\text{st:} \quad E' = aC - bE$$
$$E(0) \geq 0 \ , E(t) \leq E_{\infty} \ , 0 \leq t < \infty$$

نرخ تنزیل (r): شدت تخریب محیط زیست نیز به عنوان یک منبع اقتصادی در صورت وجود رجحان زمانی بیشتر خواهد بود. اگر نرخ تنزیل در صفر تثبیت شود، برنامه‌ریز اجتماعی برای همه مقاطع زمانی و نسل‌ها ارزشی کاملاً برابر قائل است، در این حالت توجه به مسئله توسعه پایدار و صرفه‌جویی در مصرف منابع محیط زیستی حداکثر شده و تخریب محیط زیست و انتشار به حداقل مقدار خود کاهش می‌یابد. مقاله‌های متعددی به برآورد نرخ ترجیح زمانی پرداختند، در این مطالعه بر اساس پژوهش دین‌محمدی (۱۳۸۷) مقدار ۰/۰۱ برای نرخ تنزیل در نظر گرفته شده است.

معکوس کشش بین دوره‌ای مصرف (θ): در تابع مطلوبیت CRRA پارامتری برای مصرف در نظر گرفته می‌شود که به آن معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف گفته می‌شود و نشان‌دهنده ترجیحات مصرف‌کننده در مصرف بین زمانی است. طبق برآوردهای انجام شده توسط کریم‌زاده و همکاران (۱۳۹۱)، این مقدار برابر ۰/۳۱ در نظر گرفته شده است.

ضریب آلایندگی مصرف (a): پارامتر a ضریب آلایندگی مصرف نامیده می‌شود و مبین این مطلب است که با هر افزایش در مصرف، انتشار افزایش پیدا می‌کند. برای مشخص کردن این پارامتر میانگین انتشار سرانه دی اکسید کربن در دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۳ که برابر ۴/۸۸ تن متریک است، بر میانگین مصرف سرانه در این دوره به مقدار ۱۱/۷۴ میلیون ریال تقسیم شده و مقدار این نسبت (که برابر ۰/۴۱ تن متریک بر میلیون ریال است)، طبق مقاله اورچیا و تسیتوره[1] (۲۰۱۱) به عنوان مقدار a درنظر گرفته می‌شود.

وزن انتشار در تابع مطلوبیت (ε): این پارامتر بیانگر وزن انتشار در تابع مطلوبیت و معرف میزان آگاهی محیط زیستی مصرف‌کنندگان است و هر چه مقدار آن بیشتر باشد، مصرف‌کنندگان

[1]. Orecchia and Tessitore

اهمیت بیشتری برای محیط زیست قائل‌اند. طبق برآوردهای انجام شده توسط سامپائولسی[1] (۲۰۰۳)، این مقدار برابر ۰/۲ در نظر گرفته شده است.

پارامتر اثر انتشار بر مطلوبیت (α): این ضریب بیانگر نسبتی است که دو قسمت تفکیک‌پذیر تابع مطلوبیت را به یکدیگر مرتبط می‌سازد و نشان‌دهنده اهمیت هرکدام از این دو قسمت در تابع مطلوبیت است. به طور معمول این ضریب در متون اقتصادی برابر ۱ در نظر گرفته می‌شود. به این معنی که وزن اهمیت هر دو قسمت تابع مطلوبیت به یک اندازه است.

نرخ پاک‌سازی طبیعی محیط زیست (b): به منظور مقدار دهی پارامتر b، با استفاده از مقادیر بقیه پارامترهای کالیبره شده، برای این پارامتر سناریوسازی انجام داده و پس از بررسی اثر تغییرات آن روی رفاه، مقداری از b با رفاه مثبت به عنوان مقدار پایه در نظر گرفته می‌شود. سناریوها و روند تغییرات رفاه به منظور یافتن مقدار مطلوب b، در بخش سناریوهای مختلف برای نرخ پاک‌سازی محیط زیست (b) نمایش داده شده است. بر اساس محاسبات انجام شده، مقدار ۰/۴۲ به‌عنوان مقدار پایه b در نظر گرفته می‌شود و بر اساس این مقدار، خروجی بهینه تعیین می‌شود. مقادیر پارامترها و توصیف هر کدام در جدول ۱ نمایش داده شده است:

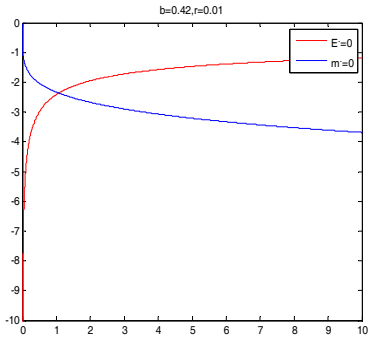
جدول ۱: جدول کالیبراسیون (مقادیر و توصیف پارامترها)

پارامتر	توصیف	مقدار	منبع
	معکوس کشش بین دوره‌ای مصرف	۰/۳۱	کریم‌زاده و همکاران (۱۳۹۱)
	نرخ تنزیل	۰/۰۱	دین‌محمدی (۱۳۸۷)
	پارامتر اثر انتشار بر مطلوبیت	۱	هافکس[2] (۱۹۹۵)
	نرخ پاک‌سازی طبیعی محیط زیست	۰/۴۲	سناریوسازی ($0 \leq b < 1$)
	وزن انتشار در تابع مطلوبیت	۰/۲	سامپائولسی (۲۰۰۳)
	ضریب آلایندگی مصرف	۰/۴۱ ($\frac{\text{تن متریک}}{\text{میلیون ریال}}$)	محاسبات تحقیق

[1]. Sampaolesi
[2]. Hafkes

۳-۴-۵- خروجی بهینه

پس از کالیبراسیون مدل، مجموعه‌ای از معادله‌های دیفرانسیلی به دست آمده از شرایط همیلتونی به منظور بهینه‌یابی الگو در یک دستگاه با استفاده از نرم‌افزار متلب حل شده و نقطه بهینه متغیرهای کلیدی مدل یعنی مصرف (میلیون ریال در سال)، انتشار (تن متریک در سال)، هزینه انتشار آلودگی (میلیون ریال در سال) و ارزش فعلی حداکثر رفاه به دست می‌آید:



m = -۲/۳۶۲۴

E = ۱/۰۸۱۹

C =۱/۱۰۸۳

Max =۲/۳۹۹۳

نمودار ۲: نمودار فازی در سناریوی پایه

۳-۴-۶- وضعیت موجود ایران و مقایسه آن با نقطه پایدار

در این بخش وضعیت موجود اقتصاد ایران با نقطه بهینه (پایا) حاصل از مدل کالیبره شده در این پژوهش، مورد مقایسه قرار گرفته است. برای این منظور از داده‌های سال ۱۳۹۰ استفاده شده است. مقدار مصرف سرانه کل به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ در سال ۱۳۹۰ برابر ۱۵/۵۰ میلیون ریال و مقدار انتشار سرانه گاز دی اکسید کربن برابر ۷/۸۰ تن متریک است. با مقایسه مقادیر مصرف و انتشار وضع موجود با مقدار بهینه مشاهده می‌شود که هر دو مقدار مصرف و انتشار از مقدار بهینه بالاتر است، بنابراین ایران باید در یکی از سه ناحیه یک، دو یا چهار نمودار فازی قرار گرفته باشد. ناحیه اول نمودار جایگاه کشورهای پیشرفته و صنعتی شده است و روند سیاستی آن‌ها به گونه‌ای است که پس از رسیدن به مقدار مشخصی از تولید (رشد اقتصادی)، درصدد کنترل آلودگی ناشی از انتشار و پاک‌سازی آن برآمده، به نحوی که پس از این مقدار مشخص با افزایش تولید، انتشار و هزینه کنترل ناشی از آن کاهش می‌یابد (قسمت نزولی منحنی U وارون کوزنتس). در ناحیه دوم نمودار، اولویت کشورها کنترل آلودگی است و بنابراین بیش از حدّ نیاز، به این مقوله می‌پردازند.

با توجه به شواهد و وضعیت فعلی ایران، ایران نمی‌تواند در هیچ یک از این دو ناحیه قرار گیرد. بدین ترتیب، ایران در ناحیه چهارم نمودار فازی جای گرفته است و با توجه به شرح روند حرکتی کشورها در این ناحیه، انتشار گاز گلخانه‌ای همواره فراتر از هزینه‌ای که برای کنترل آن صرف می‌شود، رشد می‌کند که دلیل عمده آن را می‌توان در مصرف‌گرایی و تولید و مصرف ناپایدار جستجو کرد. بنابراین ایران در حال دور شدن از نقطه تعادلی پایدار است.

۳-۴-۷- تحلیل حساسیت

در روش کالیبراسیون به منظور بررسی اثر تغییر پارامترها بر نتایج نهایی، با دادن مقادیر متفاوت به پارامترهای مدل، سناریوهای مختلفی در مورد مقادیر بهینه متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد.
تغییر پارامترها باعث انتقال مکان هندسی منحنی‌ها در فضای فازی می‌شود. به عنوان مثال در مشخص‌ترین تجزیه و تحلیل اقتصادی، از انتقال منحنی عرضه و تقاضا، تغییر در قیمت‌ها و کمیت‌های تعادلی نتیجه می‌شود. در این قسمت سناریوهای مختلفی برای پارامترهای ضریب آلایندگی مصرف، نرخ پاک‌سازی طبیعی محیط زیست، وزن انتشار در تابع مطلوبیت و اثر انتشار بر مطلوبیت طراحی و اجرا می‌شود. تحلیل تغییرات ایجاد شده در نتایج پژوهش می‌تواند در تدوین توصیه‌های سیاستی ازجمله چگونگی افزایش رفاه اجتماعی مفید باشد.

✓ سناریوهای مختلف برای نرخ پاک‌سازی محیط زیست (b):

در جدول ۲، تغییرات پارامتر b بررسی می‌شود:

جدول ۲: نتایج حاصل از سناریوهای مختلف برای نرخ پاک‌سازی طبیعی محیط زیست

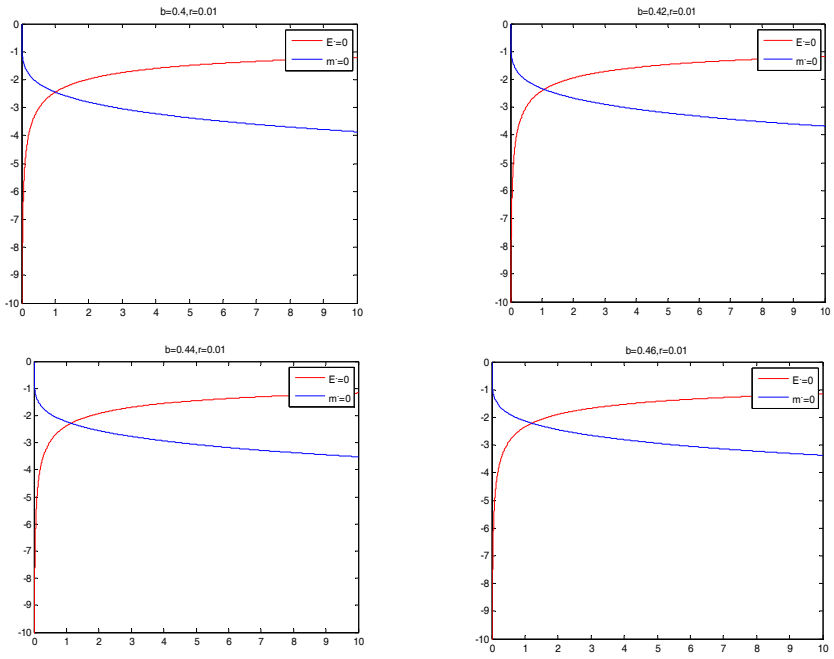
متغیر یا پارامتر	سناریوی اول	سناریوی دوم (پایه)	سناریوی سوم	سناریوی چهارم
b	۰/۴	۰/۴۲	۰/۴۴	۰/۴۶
	۰/۹۹۰۳	۱/۱۰۸۳	۱/۲۳۳۹	۱/۳۶۷۴
	۱/۰۱۵۱۲	۱/۰۸۱۹	۱/۱۴۹۸	۱/۲۱۸۷
	-۲/۴۴۶۳	-۲/۳۶۲۴	-۲/۲۸۵۱	-۲/۲۱۳۵
حداکثر رفاه (Max)	-۲/۴۷۹۶	۲/۳۹۹۳	۷/۴۲۵۴	۱۲/۵۹۵۸

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۲، در مقدار ۰/۴۲ از پارامتر b، حداکثر رفاه، مثبت می‌شود. بنابراین این مقدار در سناریوی پایه برای تعیین نقطه بهینه پایدار استفاده شده و ملاحظه می‌شود که افزایش b،

باعث کاهش هزینه کنترل آلودگی در حالت بهینه می‌شود و به دنبال آن میزان مصرف، انتشار و حداکثر رفاه اجتماعی در سال پایه افزایش می‌یابد.

نمودار ۳، انتقال مکان هندسی منحنی‌ها و تغییر نقطه بهینه را در هر سناریو برای پارامتر b نشان می‌دهد:



نمودار ۳: نمودارهای فازی حاصل از سناریوسازی b

✓ سناریوهای مختلف برای اثر انتشار بر مطلوبیت (α):

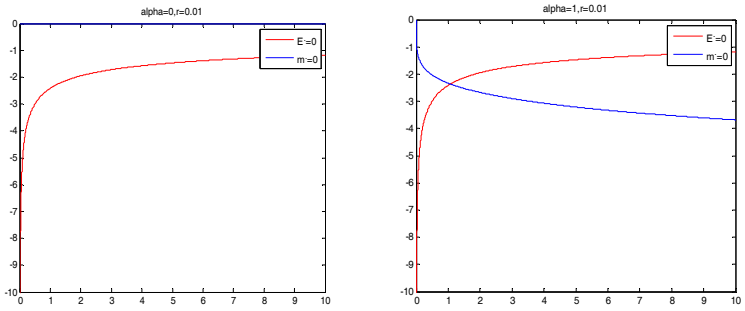
در این الگو در سناریوی پایه به منظور بررسی اثر انتشار آلودگی بر مطلوبیت، ضریب α برابر ۱ در نظر گرفته می‌شود تا ملاحظات محیط زیستی در مدل لحاظ شود. در حالت عدم توجه به ملاحظات محیط زیستی، تحت سناریویی مقدار پارامتر α، صفر در نظر گرفته شده و تغییرات در جدول ۳ نمایش داده شده است:

جدول ۳: نتایج حاصل از سناریوهای مختلف برای پارامتر اثر انتشار بر مطلوبیت

پارامتر	سناریوی اول (بدون ملاحظات محیط زیستی)	سناریوی دوم (با ملاحظات محیط زیستی)
	۰	۱
	بی‌نهایت	۱/۱۰۸۳
	بی‌نهایت	۱/۰۸۱۹
	۰	-۲/۳۶۲۴
حداکثر رفاه (Max)	***	۲/۳۹۹۳

منبع: محاسبات تحقیق

بدون لحاظ کردن اثر انتشار در تابع مطلوبیت، همان‌طور که در جدول ۳ نمایش داده شده، میزان مصرف و انتشار نامحدود و مقدار هزینه کنترل آلودگی صفر است، زیرا با این سناریو فرض شده است که مصرف، انتشاری به دنبال ندارد. نمودار ۴ انتقال مکان هندسی منحنی‌ها و تغییر نقطه بهینه را در هر سناریو برای پارامتر α نشان می‌دهد:



نمودار ۴: نمودارهای فازی حاصل از سناریوسازی α

✓ سناریوهای مختلف برای ضریب آلایندگی مصرف (a):

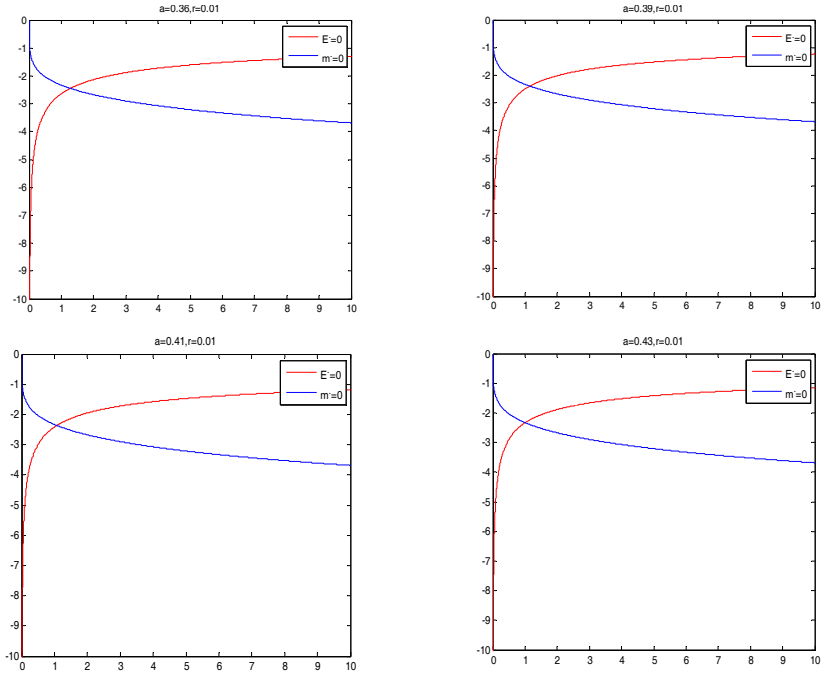
نتایج حاصل از سناریوسازی ضریب آلایندگی مصرف در جدول (۴) نمایش داده شده است:

جدول ۴: نتایج حاصل از سناریوهای مختلف ضریب آلایندگی مصرف

متغیر یا پارامتر	سناریوی اول	سناریوی دوم	سناریوی سوم	سناریوی چهارم
a	۰/۳۶	۰/۳۹	۰/۴۱	۰/۴۳
	۱/۵۰۵۰	۱/۲۴۶۷	۱/۱۰۸۳	۰/۹۹۰۸
	۱/۲۹	۱/۱۵۷۶	۱/۰۸۱۹	۱/۰۱۴۴
	-۲/۴۴۷۱	-۲/۳۹۴۶	-۲/۳۶۲۴	-۲/۳۳۲۲
ماکزیمم رفاه (Max)	۱۷/۴۴۳۷	۷/۸۱۲۰	۲/۳۹۹۳	-۲/۳۶۲۴

منبع: محاسبات تحقیق

با افزایش ضریب آلایندگی مصرف، مقدار مصرف و به دنبال آن انتشار و هزینه کنترل آلودگی در حالت بهینه و در سال پایه کاهش یافته است و حداکثر رفاه اجتماعی در نقطه بهینه روند کاهشی را نشان می‌دهد. نمودار ۵ انتقال مکان هندسی منحنی‌ها و تغییر نقطه بهینه را در هر سناریو برای پارامتر a نشان می‌دهد:



نمودار ۵: نمودارهای فازی حاصل از سناریوسازی a

✓ سناریوهای مختلف برای وزن انتشار در تابع مطلوبیت (ε):

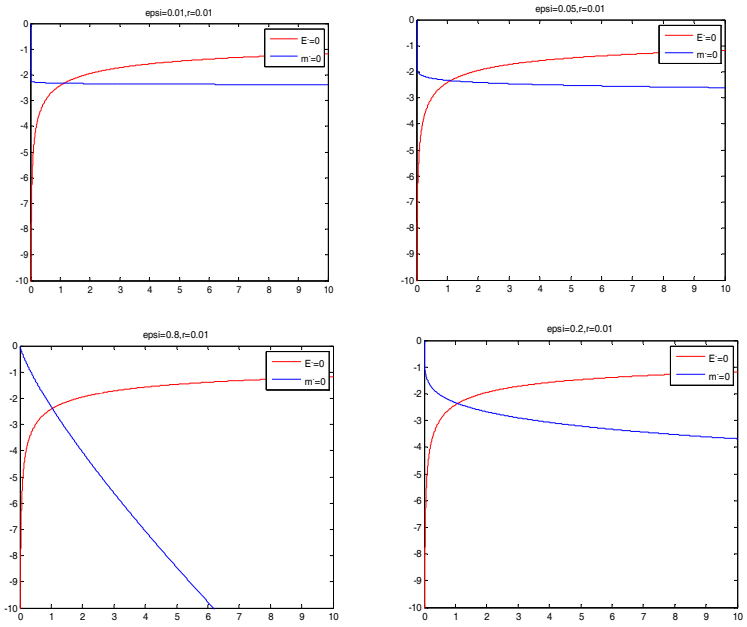
نتایج حاصل از سناریوسازی برای وزن انتشار در تابع مطلوبیت در جدول ۵ ارائه شده است:

جدول ۵: نتایج حاصل از سناریوهای مختلف وزن انتشار در تابع مطلوبیت

متغیر یا پارامتر	سناریوی اول	سناریوی دوم	سناریوی سوم	سناریوی چهارم
	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۲	۰/۸
	۱/۱۶۱۳	۱/۱۴۵۲	۱/۱۰۸۳	۱/۰۶۲۱
	۱/۱۳۳۷	۱/۱۱۸۰	۱/۰۸۱۹	۱/۰۳۶۸
	-۲/۳۲۸۵	-۲/۳۳۸۵	-۲/۳۶۲۴	-۲/۳۹۳۸
ماکزیمم رفاه (Max)	۲/۳۷۹۰	۲/۳۸۵۲	۲/۳۹۹۳	۲/۴۱۶۴

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول، مشخص است که افزایش ε یا آگاهی عمومی در مورد مسائل محیط زیستی، هزینه کنترل آلودگی یا پاک‌سازی محیط زیست را افزایش داده، مصرف و به دنبال آن انتشار در حالت بهینه کاهش یافته و در نهایت حداکثر رفاه اجتماعی افزایش یافته است. نمودار ۶ انتقال مکان هندسی منحنی‌ها و تغییر نقطه بهینه را در هر سناریو برای پارامتر ε نشان می‌دهد:



نمودار ۶: نمودارهای فازی حاصل از سناریوسازی ε

۴- نتیجه‌گیری و بحث

این پژوهش با موضوع بررسی اثر مصرف بر توسعه پایدار، به کالیبراسیون یک مدل بهینه‌یابی پویا پرداخته و جایگاه فعلی ایران را در مسیر توسعه پایدار، از طریق قیاس وضعیت موجود با وضعیت تعادلی پایا تعیین می‌کند. پس از بهینه‌سازی مدل به روش اصل حداکثر پونتریاگین، مقادیر بهینه مصرف، انتشار و هزینه آلودگی برای کنترل این انتشار در سال پایه به ترتیب برابر ۱/۱۰۸۳ میلیون ریال، ۱/۰۸۱۹ تن متریک و ۲/۳۶۲۴ میلیون ریال حاصل شده است. با مقایسه وضعیت موجود ایران با این مقادیر بهینه، ایران در ناحیه چهارم نمودار فازی قرار می‌گیرد؛ در این ناحیه انتشار ناشی از تولید و مصرف ناپایدار همواره در حال رشد است و هزینه اختصاص‌یافته برای کنترل این آلودگی ناشی از انتشار، کمتر از مقدار بهینه است. علت این امر آن است که در ایران

سرمایه‌گذاری لازم و تلاش ضروری برای کنترل انتشار در مواجهه با مصرف بالا انجام نشده و رفتار دوستانه با محیط زیست فرهنگ‌سازی نشده است.

قرار گرفتن ایران در مسیر پایدار نیازمند آن است که میزان انتشار با به‌کارگیری سیاست‌های کنترلی مناسب کاهش یابد تا هزینه‌های کنترلی آن نیز کاهش یابد. کاهش مصرف تا نقطه بهینه و تولید و مصرف مطابق با الگوهای پایدار و به‌کارگیری فن‌آوری سازگار با محیط زیست در رأس این سیاست‌ها قرار دارند. کاهش نرخ تنزیل، تمایل به مصرف در زمان حال را کاهش می‌دهد و این امر منجر به کاهش استفاده بی‌رویه از منابع، انتشار و تخریب سریع محیط زیست می‌شود و ارزش فعلی رفاه اجتماعی را افزایش می‌دهد. ترجیح زمانی بالا از بی‌صبری بالا حکایت دارد و بی‌صبری، اسراف در مصرف حال را افزایش می‌دهد. عقلانیت می‌تواند به عنوان یک عامل تأثیرگذار بر ارجحیت زمانی شناخته شود؛ افزایش ضریب عقلانیت در افراد، افزایش دید بلندمدت آن‌ها، اهمیت بیشتر به پایداری، ضرورت استفاده بهینه از منابع و کاهش نرخ ترجیح زمانی را نتیجه می‌دهد. نتایج سناریوها در پژوهش حاکی از آن است که افزایش ضریب آلایندگی مصرف، ارزش فعلی رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد. بنابراین برای افزایش مطلوبیت حاصل از مصرف، باید این ضریب را از طریق افزایش مصرف پاک‌تر و سازگارتر با محیط زیست (پایدار) نسبت به مصرف آلاینده‌تر (ناپایدار) کاهش داد. به منظور تغییر الگوهای نادرست مصرف به عنوان امری غیر قابل اجتناب، کنترل‌های سخت‌گیرانه نهادهای قانون‌گذار و مقررات محیط زیستی برای بهبود وضعیت پیشنهاد می‌شود. افزایش پارامتر ε یا آگاهی‌های محیط زیستی مصرف‌کنندگان باعث کاهش انتشار و افزایش حداکثر رفاه می‌شود، افزایش این پارامتر باعث می‌شود که دولت‌ها سعی در انجام اقداماتی در جهت هدایت فن‌آوری جامعه به سمت فن‌آوری‌های سبز می‌کنند که این علاوه بر افزایش آگاهی محیط زیستی نیازمند افزایش درآمد و درجه توسعه‌یافتگی کشورها است.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. ارباب، حمیدرضا. و عباسی‌فر، زهره (۱۳۹۱). "بررسی رابطه آلودگی آب و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته". فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی **۱**(۳): ۱۷-۱.

۲. اسلاملوییان، کریم. هراتی، جواد. و استادزاد، علی حسین (۱۳۹۲). "بررسی ارتباط پویای محصول و آلودگی در چارچوب یک الگوی رشد: آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای اقتصاد ایران". فصلنامه اقتصاد انرژی ایران **۲**(۷): ۱۹۷-۱۷۱.

۳. پژویان، جمشید. و لشکری‌زاده، مریم (۱۳۸۹). "بررسی عوامل اثرگذار بر رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران **٤**(۴۲): ۱۸۸-۱۶۹.

۴. دین محمدی، مصطفی (۱۳۸۷). *ارائه الگویی برای تخصیص بهینه منابع گاز طبیعی*، رساله دکتری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان.

۵. فتحی سارانی، سعید (۱۳۹۳). *تحلیل اقتصادی ایران با استفاده از نظریه ادوار اقتصادی واقعی*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه یزد.

۶. کریم‌زاده، مصطفی. نصراللهی، خدیجه. صمدی، سعید. و دلالی اصفهانی، رحیم (۱۳۹۱). "مسیر بهینه سرمایه‌گذاری مصرف و تولید ناخالص ملی، کاربرد الگوی رمزی تعمیم‌یافته در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) **۱۲**(۴): ۲۵-۱.

۷. نصراللهی، زهرا. و غفاری، مرضیه (۱۳۸۸). "توسعه اقتصادی و آلودگی محیط زیست در کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب غربی (با تأکید بر منجنی زیست محیطی کوزنتس)". پژوهشنامه علوم اقتصادی **۹**(۲): ۱۲۶-۱۰۵.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Adrangi, B., Dhanda, K. K., & Hill, R. P. (2004). "A Model of Consumption and Environmental Degradation: Making the Case for Sustainable Consumer Behavior". Journal of Human Development **5**(3): 417-432.
2. Arrow, K., Bolin, B., Costanza, R., Dasgupta, P., Folke, C., Holling, C. S. & Pimentel, D. (1996). "Economic Growth, Carrying Capacity, and the Environment". Environment and Development Economics **1**(01): 104-110.

3. Barro, R. and Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth*, MIT Press.
4. Costantini, V. and Monni, S. (2008). "Environment, Human Development and Economic Growth". Ecological Economics **64**: 867-880.
5. Forster, B. A. (1973). "Optimal Consumption Planning in a Polluted Environment". Economic Record **49**(4): 534-545.
6. Hofkes, M. W. (1994). "Sustainable Development in an Economy-Ecology Integrated Model". Vrije Universiteit/ Tinbergen Institute, November. Series Research Memoranda :1-25.
7. Lambert, P. (1985). *Advanced Mathematics for Economists Static and Dynamic Optimization*, Blackwell.
8. Nazzal, D., Batarseh, O., Patzner, J., and Martin, D. R. (2013). "Product Servicing for Lifespan Extension and Sustainable Consumption: An Optimization Approach". International Journal of Production Economics **142**(1): 105-114.
9. Orecchia, C., & Tessitore, M. E. (2011). "Economic Growth and the Environment with Clean and Dirty Consumption". Fondazione Eni Enrico Mattei NOTA DI LAVORO: 1-23
10. Ropke, I. (2005). "Consumption in Ecological Economics". Online Encyclopaedia of Ecological Economics.
11. Sampaolesi, A. (2003). "Environmental Policies and Trade under Non-Competitive Markets". Privredna Izgradnja **46**(1-2): 3-11.
12. Shone, R. (2002). *Economic Dynamics: Phase Diagrams and their Economic Application*, Cambridge University Press.
13. Sudarkodi, K. (2009). "Achieving Sustainable Consumption for Sustainable Development: Issues and Solutions". Munich Personal RePEc Archive No.15455: 1-10.
14. Soytas, U., Sari, R. and Ewing, B. T. (2007). "Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the United States". Ecological Economics **62**(3): 482-489.
15. Stokey, N. L. (1998). "Are there Limits to Growth? ". International Economic Review **39**(1): 1-31.
16. Wilk, R. (2002). "Consumption, Human Needs, and Global Environmental Change". Global Environmental Change **12**(1): 5-13.

Examining the Interaction between Consumption and Greenhouse Gas Emissions Using a Calibrated Dynamic Optimization Model

Zahra Nasrollahi[1*]
Faeze Saeidi[2]

Received: 01-05-2016 Accepted: 22-09-2016

Abstract

Nowadays, excessive exploitation of resources, on the one hand, and pollution, wastes and waste production and consumption, on the other hand, have posed major obstacles to the development of countries. Among the risks that have recently attracted much attention, one can refer to increasing greenhouse gases, ozone destruction, melting of polar ice, loss of species, and erosion of agricultural land. The key cause of the depletion of natural resources, emissions, and environmental degradation is overconsumption, which must be managed for the sake of sustainable development. In this paper, we investigate the effect of consumption on sustainable development based on the pattern proposed by Lambert (1985) and Stokey (1998). To achieve this purpose, an optimal control model has been used that focuses on the interaction between the consumer's behavior and environmental degradation. In order to solve the model in a numerical manner, a risk-averse utility function is taken into account, and the model is optimized in accordance to the principle of maximum Pentryagyn to find the optimal values of consumption and emissions studied in stable conditions. The model parameters are set using the calibration procedure, and, finally, the results of changing the parameters are evaluated by scenarios. After the model is solved, the optimal path of the variables and the way to achieve the optimal points in a steady state are determined. The results are analyzed in a phase diagram. Showing high consumption and emission values vis a vis the optimal situation in Iran, the results suggest that Iran is getting far from the optimal sustainable state. This is because of the lack of sustainability of consumption patterns in Iran.

Keywords: Sustainable development, Sustainable consumption, Environmental degradation, Dynamic optimization, Iran.

1- Associated Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Yazd
Email: Nasr@yazd.ac.ir
2- MSc. Student of Economics, Faculty of Economics, University of Yazd

Application of the New Structural Economics to Iranian Eoconmic Development within the Framework of Growth Identification and Facilitation Framework (GIFF) for Determination of the Leading Sectors

Saeed Dehghan Khavari[1*]
Seyed Hossein Mirjalili[2]
Farshad Momeni[3]

Received: 23-04-2016 Accepted: 16-09-2016

Abstract

The new structural economics attempts to reconstruct the path of successful countries so as for it to be practical and achievable for other developing countries. The framework of GIF is offered here for this purpose. To apply this framework for Iranian economic development, the economic structure of the country is studied from the new structural economic perspective. The results show a distance of Iran from the optimal structure in successful countries. In this regard, Iran can move to reforms by benchmarking those countries. In the next step of the study, China, India, Indonesia and Turkey are selected as the criteria for comparisons. Then, through studying their exports and active sectors over a period of 19 years, their leading sectors are identified. As many as 25 leading goods groups are achieved for those countries, of which 14 are selected as first-priority and 11 as high-tech goods groups for foreign investment to participate in the next stages of industrial upgrading according to Iranian level of technology and advantages. Studies show the status of these 25 goods groups in Iranian exports is inappropriate so that their total share in exports is 7.7 percent, while the rate for China, India, Indonesia and Turkey is 30, 43, 19 and 41 percent respectively. Also, as another GIF steps, an analysis is performed of the import structure and the domestic sectors that are active in this regard.

Keywords: Economic development, New structural economics, Leader-follower model, Economic growth, Iranian economy.
JEL Classifications: O11, O14, O25, O40, N60.

1- Ph.D Candidate of Economics, Department of Economics, Allameh Tabatabai University
Email: saeed.khavari@gmail.com
2- Associate Professor of Economics, Department of Economics, Institute for Humanities and Cultural Studies
3- Associate Professor of Economics, Department of Economics, Allameh Tabatabai University

The Effects of Different Technology Assumptions in the Calculation of Symmetric IOTs on the Bias of Random Production Multipliers

Parisa Mohajeri[1*]
Zahra Zabihi[2]
Ali Asghar Banouei[3]
Elham Tabrizi[4]

Received: 11-05-2016 Accepted: 06-10-2016

Abstract

Calculation of symmetric input-output tables is based on two assumptions: fixed structure of product sales and product technology assumptions. The first assumption guarantees the non-negative elements in the table but lacks an acceptable theoretical basis. On the other hand, the second assumption has an acceptable theoretical basis; that is, the emergence of some negative elements is inevitable. These negative elements should be removed using other methods. This issue raises a fundamental question of whether the choice of different technology assumptions in calculating symmetric table has any effect on the bias of random production multipliers or not. Considering the compilers' approach, we have used two IOTs with different technology assumptions for measuring the bias of random production multipliers. Using Monte Carlo simulation for creating samples in 10, 1000, and 10000 sizes, the overall findings show the choice of technology assumptions has an effect on the bias of random production multipliers. Also, the findings of the present study have an important implication for the compilers; that not only product technology assumption is supported by a good theoretical foundation but also the bias of calculated random production multipliers is smaller than the bias of random production multipliers which are estimated based on the fixed structure of product sales.

Keywords: Random input-output analysis, Random production multipliers, Symmetric input-output table, Product technology assumption, Fixed product sales structure assumption.

JEL Classifications: C67; D57.

1- Assistant Professor, Department of Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran
Email: Parisa_m2369@yahoo.com
2- MSc Student in Planning and Development Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'I University
3- Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University
4- Ph.D. Student in Statistics, Shahid Beheshti University

A Study of the Effects of Eliminating Bread Subsidies on the Demand of Low-income and High-income Segments in Iranian Urban Areas

Hassan Farazmand[1]
Sayede Mahshid Nateghi Shahrokni[2*]

Received: 07-01-2016 Accepted: 05-07-2016

Abstract

The main objective of this study is to answer the question whether the elimination of bread subsidies has had any effect on high- and low-income groups in same manner? The study was done using the annual data from 1997 to 2014 for low- and high-income groups by estimating the AIDS demand function and the seemingly unrelated (SUR) equation system. The results show that bread is a low-elasticity and necessary commodity for both low-income and high-income groups, such that, by a 100-percent increase in bread price, low-income and high-income groups lower their demands by 48 percent and 25 percent respectively. The study of cross-elasticity for low-income groups shows grains as an alternative for bread, flour and noodles as almost independent food stuffs, and take-out foods as complementary to bread. Also, the cross elasticity of high-income groups shows that grains and take-out foods are alternatives to bread, while flour and noodles are almost independent of bread. It is understood from the other results of the research that low-income group are more sensitive to increased price of grains, flour and noodles.

Keywords: AIDS, Panel aata, SURE, Low-income, High-income, Urban area.
JEL Classifications: D1, D12, C01, C23, C51.

1- Associate of Shahid Chamran University of Ahvaz
2- M.Sc. of Economic
Email:smn.shahrokni@gmail.com

The Effects of Budget Deficits Structure on Liquidity in Iran's Economy: A Central Bank Reaction Function Approach

Mehdi Hajamini[1]
Mohammad Ali Falahi[2*]
Mohammad Taher Ahmadai Shadmehri[3]
Ali Akbar Naji Meidani[4]

Received: 10-11-2015 Accepted: 08-10-2016

Abstract

The chronic budget deficits and dominance of government fiscal status on monetary sector are the characteristics of Iran's economy after the revolution. Based on the economic literature, these characteristics explain the continuous and considerable variations of money supply in the country. Using the VARX model, this paper aims at the impact of budget deficits structure on the liquidity based on the central bank reaction function during the period of 1979-2010. The results indicate that changes in the budget deficits and liquidity are not necessarily in the same direction. Increasing the operating budget deficits by the government, which indicates its current operations, leads to an increase in the budget deficits and liquidity. However, the changes in net acquisition of nonfinancial assets, which is mainly influenced by the oil market, despite the change of the budget deficits, do not affect liquidity.

Therefore, the operating budget deficits, and not necessarily the budget deficits or the net acquisition of nonfinancial assets, are a spur for liquidity changes in the short run and long run. Also, the oil market disturbances have no permanent effects on liquidity by themselves. Then, budget reforms based on small and flexible operating budget deficits, cyclical balanced operating budget deficits and reduction of the dominance of budget on the banking system must be pursued for to successfully curb the inflation.

Keywords: Money supply reactions function, Liquidity, Operating budget deficits, VARX model.

JEL Classification: C32, E58, H62.

1- PhD graduate, Ferdowsi University of Mashhad
2- Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad
Email address: falahi@um.ac.ir
3- Associate Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad
4- Assistant Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad

Evaluation of the Effects of Political and Commercial Risks on Iran's Non-Oil Exports to the Main Export Destination Countries, with an Emphasis on Export Credit Insurance Subsidy

Ahmad Googerdchian[1*]
Zohreh Mirjaberi[2]

Received: 10-10-2015 Accepted: 30-09-2016

Abstract

All forms of business contain elements of risk, but, when it comes to the international trade, the risk profile takes up a new dimension. Payment or non-payment delay of exported goods arises from two main types of risk, political and commercial risks. This study aimed to evaluate the effect of political and commercial risks of importing countries as well as the impact of governmental supporting policies for export credit insurance on Iran's non-oil exports to the main importing countries. Hence, a set of panel data was used on Iran's non-oil export to 30 main export destinations. Also, statistics of political, financial and economic risk indices from the International Country Risk Guide (ICRG) for the period 1384 to 1391 were used to evaluate a gravity model.

Two static and dynamic algorithms of the gravity model were used. The static algorithm included static and Mundlak models for separating short-term and long-term effects. The random effects and the system-generalized method of moments (SGMM) approaches were applied to evaluate the static and dynamic models respectively. The results showed the political risk of importing countries has had a positive impact on Iran's non-oil exports in long term. In contrast, the commercial risks, namely economic risks and financial risks, have had a negative impact on Iran's non-oil export.

The study also showed the government has received taxes. This could have a positive effect on the non-oil exports of the country if the government granted subsidies to exporters through export credit insurance policies.

Keywords: Export, Political risk, Commercial risk, Export credit insurance, Gravity model.

JEL Classification: F13, C33, G22.

1- Assistant Professor of Economics, University of Isfahan
Email: a.googerdchian@ase.ui.ac.ir
2- MA of Economics of University of Isfahan

Determining the Optimal Tax Rate Using a Dynamic Approach to the Optimal Control Theory

Hadi Ghaffari[1]
Mohammad Hossein PorKazemi[2]
Farhad Khodadad Kashi [3]
Ali Younesi[4*]

Received: 11-04-2015 Accepted: 08-04-2016

Abstract

Up to now, numerous tax bases with different rates have been identified in Iran's economy. The questions are “Are these rates optimal?” and “Is it possible to determine an average optimal rate in a way that it would bring greater growth and prosperity?”. In the present study, we seek to determine Iran's optimal tax rates using time series data in the years 1978-2014, a dynamic optimal control approach, and the maximum principle.

According to the findings, the main factors affecting the optimal tax rate include the ratio of expenditures of the private sector to the public sector, the ratio of investment in the public sector to the private sector, depreciation rate, rate of time preference, elasticity of production function to the investment in the private sector and the public sector, and technical progress. Among the above factors, the ratio of expenditures of the private sector to the public sector has a negative effect, and the ratio of investment in the public sector to the private sector has a positive effect on the optimal tax rate. The other variables have no significant effect on the optimal tax rate. In addition, the optimal tax rate is 20 percent.

Since there are several tax bases in Iran, average tax rates should be close to the optimal rate. Changes in tax rates should be according to the economic conditions of boom and bust. In this regard, finding new tax bases to reduce the negative effects of changes in tax rates is very important.

Keywords: Optimal tax rate, Fiscal policy, Maximum principle.
JEL Classification: C61, E62, F38.

1- Associate Professor of Economics, Payam-e-Noor University
2- Associate Professor of Economics, Shahid Beheshti University
3- Professor of Economics, Payam-e-Noor University
4- Assistant Professor of Economics, Payam-e-Noor University
Email: a_younessi@pnu.ac.ir

A Review of the Effects of the Government's Fiscal Policies on the Asset Market Performance in Iran: Application of Multiple Equilibria in a Labor Search Model

Seyed Fakhredin Fakhrehosseini[1*]

Received: 06-05-2015 Accepted: 27-05-2016

Abstract

Most economic studies seek to find what economic models, whether classical, old Keynesian or New Keynesian, can explain market failures. One of the criticisms related to new Keynesian models is that these models failed to predict the crisis of 2008. This paper uses a model with a continuum of equilibrium steady-state unemployment rates to explore the effectiveness of fiscal policies in case of an economic crisis. Also, in this paper, the existence of multiple steady-state equilibria is explained by search and recruiting costs and their share in employment. This model is used to explain the current financial crisis as a shift to a high rate of unemployment in the economy, induced by the lowering expectations of the economic agents in the stock market about asset prices. The results of the study for Iran's economy, as the extended model of Farmer (2009), shows the labor search model is useful to evaluate the performance of asset markets when the stock market is faced with uncertainty. Also, an answer is provided to the question "Can fiscal policies help us to get out of the crisis?".

Keywords: Financial crisis, Labor search model, Multiple equilibria.

1- Assistant Professor, Islamic Azad University, Tonekabon Branch, Department of Management, Mazandaran, Iran
Email: f_fkm21@yahoo.com

Studying the Income Effects of Cash Subsidy Payment by a Social Accounting Matrix and the Fixed Price Multiplier Approach

Fatemeh Bazzazan[1*]
Narges Barezegar[2]

Received: 20-10-2014 Accepted: 30-09-2015

Abstract

The main aim of this study is to measure direct and indirect income effects of cash subsidies on producing activities, factors of production and institutions' incomes with the focus on rural and urban household income. An assessment is conducted in the social accounting matrix model using the fixed price multiplier matrix in which the relationship between income injection and income distribution policies is taken into account. Therefore, the 2006 social accounting matrix (prepared by Majlis Research Center in 2012), the population and housing census of Iran and subsidies for a fixed monthly payment are employed as the main data resources. The results show that the income impact of this policy on urban households is stronger than that on rural households. Moreover, service, agriculture, home appliances, food and retail sail sectors get the greatest influence of the policy.

Keywords: Social accounting matrix, Accounting multiplier, Multiplier constant prices, Subsidies.

1- Associate Professor of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran
Email: fbazzazan@alzahra.ac.ir
2- PhD. Student of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

The Effect of Economic Policies on Iran's Bilateral Trade Costs: A Comparison of Developed and Developing Countries

Mitra Jalerajabi[1*]
Reza Moghaddasi[2]
MohammadReza Eslami[3]

Received: 07-03-2016 Accepted: 30-08-2016

Abstract

This study is concerned with calculation of Iran's bilateral trade costs and the major factors affecting them. What is targeted, indeed, is the bilateral trade of the country with developed and developing countries. The results indicate that, over the period of 1995-2010, the weighted average of the trade costs with developed and developing partners declined for 1% and 30% respectively. This reduction, however, was greater for China and Turkey, among developing countries, and for Japan and Spain, among developed countries. Based on the estimated regression, such variables as the bilateral trade costs with distance, the bilateral tariff rate and the lag of bilateral trade tariffs are positively related whereas island and adjacency variables have opposite effects on Iran's bilateral trade costs. Finally, based on the results, it is sugggested that, when planning economic ties, special attention should be paid to trade costs as a significant factor.

Keywords: Bilateral trade costs, Gravity, Panel data, Iran.

1- Ph.D, Agricultural Economics Department, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran
Email: Mitra_jalerajabi@yahoo.com
2- Associate Professor, Agricultural Economics Department, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran
3 - Assistant Professor of Agricultural Economics and Head of Yazd Islamic Azad University

ABSTRACTS

Table of Contents

Title **Page**

The Effect of Economic Policies on Iran's Bilateral Trade Costs: A Comparison of Developed and Developing Countries **7**

Mitra Jalerajabi, MohammadReza Eslami, Reza Moghaddasi

Studying the Income Effects of Cash Subsidy Payment by a Social Accounting Matrix and the Fixed Price Multiplier Approach **8**

Fatemeh Bazzazan, Narges Barezegar

A Review of the Effects of the Government's Fiscal Policies on the Asset Market Performance in Iran: Application of Multiple Equilibria in a Labor Search Model **9**

Seyed Fakhredin Fakhrehosseini

Determining the Optimal Tax Rate Using a Dynamic Approach to the Optimal Control Theory **10**

Hadi Ghaffari, Mohammad Hossein PorKazemi, Farhad Khodadad Kashi, Ali Younesi

Evaluation of the Effects of Political and Commercial Risks on Iran’s Non-Oil Exports to the Main Export Destination Countries, with an Emphasis on Export Credit Insurance Subsidy **11**

Ahmad Googerdchian, Zohreh Mirjaberi

The Effects of Budget Deficits Structure on Liquidity in Iran’s Economy: A Central Bank Reaction Function Approach **12**

Mehdi Hajamini, Mohammad Ali Falahi, Mohammad Taher Ahmadai Shadmehri, Ali Akbar Naji Meidani

A Study of the Effects of Eliminating Bread Subsidies on the Demand of Low-income and High-income Segments in Iranian Urban Areas **13**

Hassan Farazmand, Sayede Mahshid Nateghi Shahrokni

The Effects of Different Technology Assumptions in the Calculation of Symmetric IOTs on the Bias of Random Production Multipliers **14**

Parisa Mohajeri, Zahra Zabihi, Ali Asghar Banouei, Elham Tabrizi

Application of the New Structural Economics to Iranian Eoconmic Development within the Framework of Growth Identification and Facilitation Framework (GIFF) for Determination of the Leading Sectors **15**

Saeed Dehghan Khavari, Seyed Hossein Mirjalili, Farshad Momeni

Examining the Interaction between Consumption and Greenhouse Gas Emissions Using a Calibrated Dynamic Optimization Model **16**

Zahra Nasrollahi, Faeze Saeidi

Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Volume.9, No.17, Spring & Summer 2017

Address

Business School, Department of Economic, Yazd University,
Yazd, Iran

P.O. Box: 89195-741 **Postal Code:** 8916869511

Website: www.ep.yazd.ac.ir

Email: epj@journals.yazd.ac.ir

Telephone: (035) 31233439

Fax: (035) 31233439

فرم اشتراک

مجله سیاست‌گذاری اقتصادی

نام مؤسسه یا سازمان: **زمینه فعالیت:**

نام خانوادگی: **نام:**

تحصیلات: **رشته و گرایش:**

تعداد مورد نیاز هر شماره:

اشتراک از شماره: **تا شماره:**

نشانی:

تلفن: **نمابر:**

Email:

تاریخ و امضاء:

حق اشتراک سالیانه (با احتساب هزینه ارسال)۷۰۰۰۰ ریال

حق اشتراک سالیانه دانشجویان (با ارسال کپی کارت دانشجویی)۴۰۰۰۰ ریال

لطفاً وجه مورد نظر را به حساب فراگیر ۷۸۷۴۰۵۹۰۱۷ بانک تجارت، شعبه دانشگاه یزد (کد شعبه: ۲۰۰۷۵) به نام درآمدهای اختصاصی دانشگاه یزد (قابل پرداخت در تمامی شعب بانک تجارت سراسر کشور) واریز و اصل رسید بانکی را به همراه این برگ به نشانی زیر ارسال فرمایید.

یزد- دانشگاه یزد- پردیسه اصلی- مجله سیاست‌گذاری اقتصادی

صندوق پستی: ۷۴۱ -۸۹۱۹۵، کدپستی: ۸۹۱۶۸۶۹۵۱۱