نشریه علمی-پژوهشی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال نهم- شماره هجدهم - پاییز و زمستان ۱۳۹۶

شاپا: ۲۰۰۸-۰۱۳۱

اثر طول عمر و ســـالخوردگی جمعیت بر پس‌انداز در چارچوب یک الگوی... ۱
فرزانه محمدی، بهرام سحابی، نعمت الله اکبری، عباس عصاری

تحلیـــل عبور نرخ ارز و پویائی‌های تورمی در اقتصاد ایران: رهیافت چرخش... ۲۱
سید یحیی ابطحی

پیش بینی وقوع ســـیکل های تجاری در اقتصاد ایران با اســـتفاده از... ۴۱
پرویز رستم زاده، یزدان گودرزی فراهانی

بررســـی نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اقتصاد ایران با استفاده از... ۶۵
مهدی نجاتی

بررســـی همگرایی مصرف سرانه خانوار بین استان‌های ایران در سال‌های... ۱۰۱
علی فقه‌مجیدی، فریبا سلامی، احمد محمدی

تجزیه نابرابری درآمدی در اســـتان کردستان بر حسب مناطق شهری... ۱۳۱
احمد محمدی، نوید خانزادی، فاتح حبیبی

کاربرد مدل ارزش‌گذاری بر اســـاس فرصت‌های واقعی در ارزیابی تاثیر... ۱۵۷
مهدیه رضاقلی زاده، مجید آقایی

بررســـی رفتار مصرفی خانوارهای شـــهری اســـتان تهران ۱۸۳
زهره هوشمند، فرهاد خداداد کاشی، مریم خوشنویس

تاثیـــر متغیرهـــای کلان اقتصادی بر ثبات بانک‌های ایران ۲۰۵
اسفندیار جهانگرد، فاطمه عبدالشاه

آزمـــون فرضیـــه مکانیـــزم انتقال در صنعت بیمه... ۲۳۱
کامران برقندان، مصیب پهلوانی، محمد نبی شهیکی تاش

نشریه علمی- پژوهشی سیاست گذاری اقتصادی

ISSN : 2008 - 0131

سال نهم - شماره هجدهم - پاییز و زمستان ۱۳۹۶

The Journal of

Economic Policy

Yazd University

Vol.9 No.18 Autumn & Winter 2017 ISSN: 2008 - 0131

The Effect of Longevity and Population Aging on Saving: A Panel ARDL Approach 7
Farzaneh Mohammadi, Bahram Sahabi, Nematollah Akbari, Abbas Assari

An Analysis of the Exchange Rate Pass-through and the Inflation Dynamics in Iran: Regime Switching Approach 8
Sayed Yahya Abtahi

Forecasting the Occurrence of Business Cycles Using Band-Pass Filter in Iran's Economy 9
Parviz Rostamzadeh, Yazdan Goudarzi Farahani

The Role of Foreign Direct Investment in Iran's Economy Using the Computable General Equilibrium Model 10
Mehdi Nejati

An Investigation of Per Capita Consumption Convergence of Iran's Provinces in 2000-2014 11
Ali Fegheh Majidi, Fariba Salami, Ahmad Mohamadi

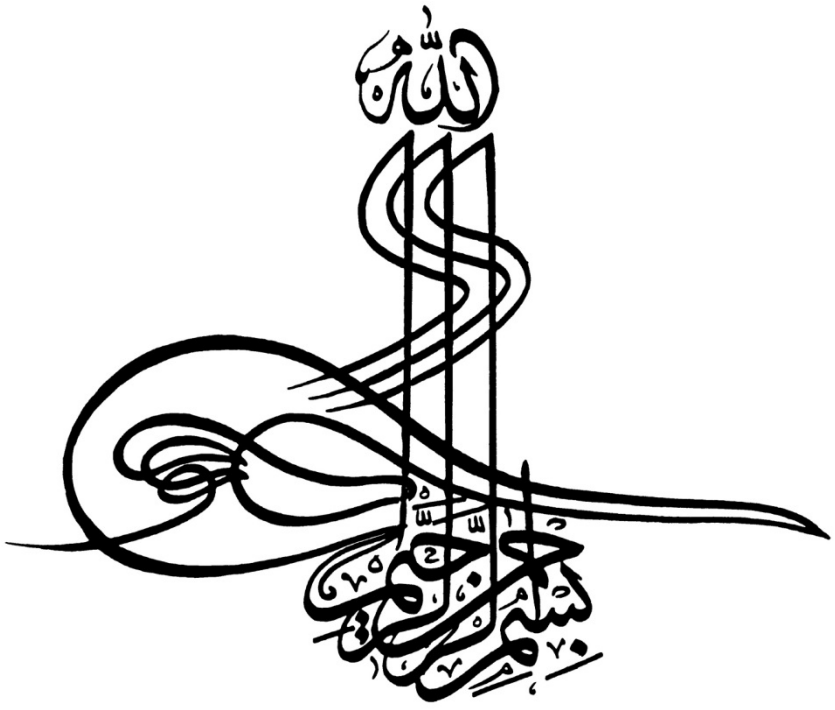
Decomposition of Income Inequality in Kurdistan Province in Terms of Urban and Rural Areas 12
Ahmad Mohammadi, Navid Khanzadi, Fathe Habibi

Application of the Real-Options-Based Valuation Model to Assess the Factors that Affect Stock Price Changes 13
Mahdieh Reza Gholizadeh, Majid Aghaei

Evaluating the Consumption Behavior of Urban Families in Tehran... 14
Zohreh Hooshmand, Farhad Khodadad kashi, Maryam Khoshnevis

The Effect of Macroeconomic Variables on Banking Industry Stability 15
Esfandiar Jahangard, Fatemeh Abdolshahoh

Testing the Transmission Mechanism Hypothesis in The Iranian Insurance Industry: A Link between Competition, Efficiency and Soundness 16
Kamran Barghandan, Mosayeb Pahavani, Mohammad Nabi Shahiki Tash


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 سید یحیی ابطحی (عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد)، دکتر عباسعلی ابونوری (عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی)، دکتر عزیز احمدزاده (عضو هیأت علمی پژوهشکده بیمه)، دکتر زهرا افشاری (عضو هیأت علمی دانشگاه الزهرا (س))، دکتر مجید آقایی (عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران)، دکتر حبیب الله انصاری سامانی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر علی رضازاده (عضو هیأت علمی دانشگاه ارومیه)، دکتر مهدیه رضا قلی‌زاده (عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران)، دکتر هادی غفاری (عضو هیأت علمی دانشگاه پیام نور استان مرکزی)، دکتر امیرحسین مزینی (عضو هیأت علمی تربیت مدرس)، دکتر نظام‌الدین مکیان (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر محسن مهرآرا (عضو هیأت علمی دانشگاه تهران)، دکتر فرشاد مومنی (عضو هیأت علمی دانشگاه علامه طباطبایی)، دکتر زهرا نصراللهی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، 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 روشAPA تنظیم شود.

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

ج. نحوه تنظیم منابع و مآخذ

منابع و مآخذ فارسی

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

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

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

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

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

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

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

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

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

منابع و مآخذ لاتین

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

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

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

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

د. نحوه نگارش

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

پاورقی

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

جداول، نمودارها و تصاویر

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

منابع و مآخذ

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

فهرست مقالات

عنوان	صفحه
اثر طول عمر و سالخوردگی جمعیت بر پس‌انداز در چارچوب یک الگوی Panel ARDL فرزانه محمدی، بهرام سحابی، نعمت الله اکبری، عباس عصاری	۱
تحلیل عبور نرخ ارز و پویائی‌های تورمی در اقتصاد ایران: رهیافت چرخش رژیم سید یحیی ابطحی	۲۱
پیش بینی وقوع سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلترهای میان گذر پرویز رستم زاده، یزدان گودرزی فراهانی	٤۱
بررسی نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی مهدی نجاتی	٦٥
بررسی همگرایی مصرف سرانه خانوار بین استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۹ علی فقه‌مجیدی، فریبا سلامی، احمد محمدی	۱۰۱
تجزیه نابرابری درآمدی در استان کردستان بر حسب مناطق شهری و روستایی احمد محمدی، نوید خانزادی، فاتح حبیبی	۱۳۱
کاربرد مدل ارزش‌گذاری بر اساس فرصت‌های واقعی در ارزیابی تاثیر عوامل موثر بر تغییرات... مهدیه رضاقلی زاده، مجید آقایی	۱٥۷
بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری استان تهران زهره هوشمند، فرهاد خداداد کاشی، مریم خوشنویس	۱۸۳
تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ثبات بانک‌های ایران اسفندیار جهانگرد، فاطمه عبدالشاه	۲۰٥
آزمون فرضیه مکانیزم انتقال در صنعت بیمه (پیوند بین رقابت، کارایی و بهبود مرحله‌ای) کامران برقندان، مصیب پهلوانی، محمد نبی شهیکی تاش	۲۳۱

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هجدهم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶

اثر طول عمر و سالخوردگی جمعیت بر پس‌انداز در چارچوب یک الگوی Panel ARDL

فرزانه محمدی[۱]
بهرام سحابی[۲]
نعمت الله اکبری[۳]
عباس عصاری[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۲/۲۱

چکیده

در سال‌های اخیر افزایش چشمگیر در امید به زندگی همراه با باروری و مرگ و میر پایین منجر به سالخوردگی جمعیت و افزایش نرخ‌های وابستگی افراد مسن شده است. با توجه به این موضوع، در این مقاله به اثرات طول عمر و نرخ وابستگی افراد مسن بر پس‌انداز با استفاده از رویکرد گروه میانگین تلفیقی (PMG) پرداخته شده است. ویژگی مطالعه حاضر این است که نقش‌های جداگانه‌ای برای امید به زندگی و نرخ وابستگی افراد مسن در نظر می‌گیرد. نتایج بررسی ۲۱ کشور در فاصله‌ی زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۱ نشان می‌دهد که در بلندمدت، دلالت‌های نظری به وسیله داده‌ها حمایت شده است و متغیرهای جمعیتی نقش مهمی در تشریح تفاوت‌ها در پس‌انداز در طول زمان و در میان کشورها بازی می‌کنند. مطابق با مدل سیکل زندگی ارتباط بلندمدت مثبت بین طول عمر و پس‌انداز و ارتباط منفی بین نرخ وابستگی افراد مسن و پس‌انداز وجود دارد. مقدار مطلق اثر طول عمر بیشتر از اثر نرخ وابستگی افراد مسن است. در کوتاه‌مدت نیز از میان دو متغیر جمعیتی تنها متغیر نرخ وابستگی سنی افراد مسن معنی‌دار است و علامت مورد انتظار را دارا می‌باشد.

واژگان کلیدی: طول عمر، نرخ وابستگی افراد مسن، پس‌انداز، رویکرد Panel ARDL.

Keywords: Longevity, Old-Age Dependency Rate, Saving, Panel ARDL Approach.

JEL Classification: E21, C23, J10.

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد سلامت، دانشگاه تربیت مدرس mohammadi.farzaneh@gmail.com
[۲]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول) sahabi_b@modares.ac.ir
[۳]. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان nemata1344@yahoo.com
[۴]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس assari_a@modares.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.18.1

۱- مقدمه

در قرن گذشته، افزایش زیادی در امید به زندگی در سراسر جهان مشاهده شده است. این افزایش، با باروری و مرگ و میر پایین در کشورهای مختلف همراه بوده که منجر به سالخوردگی جمعیت و نرخ‌های بالاتر وابستگی افراد مسن شده است. یکی از موضوعاتی که در مرکز توجه تحقیقات تجربی است، اثر تغییرات جمعیتی بر متغیرهای اقتصادی همچون پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌باشد. دو مجموعه‌ی جداگانه از مطالعات مرتبط در این ادبیات وجود دارد. یک مجموعه به اهمیت اثر نرخ‌های وابستگی جمعیت بر پس‌اندازهای کل می‌پردازد که همگی از تحقیق اصلی لف[1] (۱۹۶۹) که اثر منفی و معنی‌دار نرخ وابستگی افراد بر نرخ پس‌انداز کل را ارائه کرد، پیروی می‌کند. تمامی این مباحث و کارهای تجربی، از جنبه‌ی مهم دیگر این موضوع که ارتباط بین پس‌انداز و طول عمر مورد انتظار است، غفلت کرده‌اند. مجموعه دیگری از مطالعات مرتبط توجه کمی به نرخ‌های وابستگی داشته است و به جای آن بر اثر طول عمر بر پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد متمرکز شده است. به طور نمونه، بارو و سالایی-مارتین[2] (۱۹۹۵) اثر مثبت و قوی طول عمر بر رشد اقتصادی را ارائه کرده‌اند.

در سطح نظری، طول عمر و نرخ وابستگی افراد مسن، دو جنبه از فرضیه سیکل زندگی را منعکس می‌کنند. از یک طرف هنگامی که افراد انتظار دارند طولانی‌تر زندگی کنند، بیشتر پس‌انداز می‌کنند و پس‌انداز کل را افزایش می‌دهند و از طرف دیگر هنگامی که جمعیت پیرتر می‌شود، تعداد افرادی که پس‌انداز نمی‌کنند نسبت به پس‌اندازکنندگان افزایش می‌یابد و پس‌اندازهای کل کاهش می‌یابد.

با بهبود وضعیت سلامتی و افزایش امید به زندگی، انتظار می‌رود که افراد سال‌های بیشتری کار کنند. طبیعی است که با افزایش امید به زندگی، بر تعداد سال‌هایی که افراد می‌توانند کار کنند و سال‌هایی که بازنشسته می‌باشند، افزوده می‌گردد. افزایش امید به زندگی، حتی اگر با تصمیم سالمندان مبنی بر عدم افزایش سال‌های کاری همراه شود، انتظار می‌رود سبب افزایش انگیزه پس‌انداز در طول سال‌های کاری – به دلیل حفظ سطح زندگی خود در حد گذشته در دوره بازنشستگی – شود. تحقیقات انجام شده حاکی از آن است که در اکثر کشورها، افزایش در امید به زندگی عموماً، افزایش در نرخ پس‌انداز را به همراه داشته است (عمادزاده و قندهاری، ۱۳۹۲).

---

[1]. Leff (1969)
[2]. Barro and Sala-i-Martin (1995)

رونق اقتصادی به طور قطع به اندازه و کیفیت نیروی کار بستگی دارد. وقتی افراد، بیش از ۵۰ سال عمر می‌کنند، شانس مشارکت آن‌ها در نیروی کار کاهش می‌یابد. همچنین وقتی که افراد مسن به پس‌اندازهایشان برای تأمین مالی مخارج خود تکیه می‌کنند، موجودی دارایی‌هایشان کاهش می‌یابد. چنین ترکیبی از بازار نیروی کار و پس‌اندازهای منفی، نگرانی‌های کشورهای با جمعیت سالخورده‌ی بالا را افزایش می‌دهد و رشد اقتصادی کمتری به همراه خواهد داشت (بورچ سوپان و لودویج[1]، ۲۰۰۹).

سالخوردگی می‌تواند اثر منفی بر پس‌اندازها در بسیاری از کشورهای در حال توسعه داشته باشد زیرا منافع بازنشستگی برای حمایت از زندگی در سنین پیری و سال‌های اضافی امید به زندگی ناکافی هستند، به ویژه گروه‌های پیرتر هنگامی که بازنشسته می‌شوند، مصرف بیشتری خواهند داشت. اگر کارگران جوان از قبل نسبت به افزایش امید به زندگی آگاهی و شناخت داشته باشند، برای مصرف آینده بیشتر پس‌انداز می‌کنند و از این رو کاهش در پس‌اندازها می‌تواند تا حدی جبران شود. کاهش در پس‌انداز، سرانجام به کاهش در سرمایه‌گذاری منجر خواهد شد مگر این‌که به وسیله‌ی سرمایه‌گذاری از خارج جبران شده باشد. هنگامی که تقاضا برای مسکن، آموزش و ... در نتیجه‌ی انتقال در ساختار سنی مربوط و ترجیحات کاهش یابد، سرمایه‌گذاری در چنین کشورهایی تحت تأثیر واقع می‌شود.

از آنجایی که افراد سالخورده نسبت به بیماری‌های مزمن آسیب‌پذیرتر هستند، سالخوردگی همچنین می‌تواند منجر به افزایش هزینه‌های بهداشتی و افزایش تقاضا برای خدمات سلامت شود (دی جانگ - گیرولد و ون سالینگ[2]، ۱۹۹۵؛ هالیدی[3]، ۱۹۹۹).

ماهیت سالخوردگی جمعیت جهان، بی‌سابقه می‌باشد و به این معناست که نمی‌توان به حوادث تاریخی گذشته به عنوان راهنما نگاه کرد که چگونه این تحولات جمعیتی آشکار خواهد شد و یا این‌که چگونه می‌توان به بهترین نحو آن را مدیریت کرد. سریع‌ترین افزایش در سالخوردگی هنوز اتفاق نیفتاده است و این مسئله به سیاست‌گذاران فرصت می‌دهد تا خود را برای این تغییر آماده کنند. بنابراین کشورها بهتر می‌توانند خود را برای رویایی با اثرات اجتماعی، اقتصادی و سیاسی تغییرات قریب الوقوع ساختار جمعیتی آماده کنند.

---

1. Boersch-Supan and Ludwig (2009)
2. de Jong-Gierveld and Van Solinge (1995)
3. Holliday (1999)

این مقاله به بررسی اثرات طول عمر و سالخوردگی جمعیت بر پس‌انداز در ۲۱ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۷۱ پرداخته و امید به زندگی و نرخ وابستگی افراد مسن را به عنوان معیاری برای طول عمر و سالخوردگی جمعیت در نظر گرفته است. بر این اساس، در ادامه در بخش دوم به چارچوب نظری تحقیق بر مبنای نظریه‌ی سیکل زندگی مودیگلیانی پرداخته شده و در بخش سوم به مروری بر ادبیات موضوع اشاره شده است. بخش چهارم به روش تحقیق و تصریح الگوی Panel ARDL اختصاص دارد و بخش پنجم به برآورد و بررسی نتایج حاصل از الگو می‌پردازد. در بخش آخر نیز نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲- چارچوب نظری

نظریات مربوط به پس‌انداز در مطالعات مختلف مورد بررسی قرار گرفته و اهمیت آن از دیدگاه نظری ارائه شده است. در الگوی نسل‌های همپوشان دیاموند[1] فرض می‌شود عاملین اقتصادی در هر دوره متشکل از نسل جوان و نسل پیر است، گردش جمعیت وجود دارد و فردی به دنیا می‌آید و فرد دیگری از دنیا می‌رود، زمان غیر پیوسته است و فرد در دو دوره زندگی می‌کند، جمعیت با نرخ n رشد می‌کند. در الگوی مورد نظر نسل جوان شاغل و پس‌اندازکننده است و نسل پیر کار نمی‌کند و مصرف خود را از پس‌انداز دوره قبل تأمین می‌کند. در این مدل بنگاه‌های زیادی وجود دارند که تابع تولید آنها مثل همدیگر است. تابع تولید موجود دارای بازگشت ثابت نسبت به مقیاس است. موجودی اولیه سرمایه در این مدل متعلق به افراد پیر بوده، و افراد جوان نیروی کار ارائه می‌کنند تا کالا و محصولات تولید شود. افراد پیر درآمد منتج شده از سرمایه و ثروت خود را مصرف می‌کنند و سپس از دنیا می‌روند و از الگو خارج می‌شوند. افراد جوان درآمد ناشی از کار خود را بین پس‌انداز و مصرف جایگزین می‌کنند. آنها پس‌انداز را به دوره بعد منتقل می‌کنند. با حداکثر کردن تابع مطلوبیت با توجه به محدودیت بودجه و تشکیل تابع لاگرانژ می‌توان تابع مصرف و تابع پس‌انداز در مدل دیاموند را به دست آورد. در این الگو، معادله مصرف نشان می‌دهد که نرخ بهره سهمی از درآمد را که فرد در دوره اول مصرف می‌کند مشخص می‌کند (پیرایی و همکاران، ۱۳۹۲).

دوزنبری با ارائه فرضیه درآمد نسبی معتقد است که پس‌انداز نه تنها با درآمد جاری بلکه همچنین با سطوح قبلی درآمد و عادت گذشته پس‌انداز، ارتباط دارد. بنابراین زمانی که درآمد

[1]. Diamond Overlapping Generation Model

جاری نسبت به بالاترین دوره‌ی قبل یا حداکثر درآمد گذشته افزایش یابد، میل متوسط به پس‌انداز نیز افزایش خواهد یافت و با افزایش میل متوسط به پس‌انداز، پس‌انداز کل نیز افزایش می‌یابد. بنابراین افزایش درآمد جاری نسبت به بالاترین درآمد دوره‌ی قبل (یا همان رشد اقتصادی) موجب افزایش پس‌انداز می‌شود (رنج پور و همکاران، ۱۳۹۰).

اقتصاددانان کلاسیک معتقدند پس‌انداز شرط لازم و کافی برای به وجود آمدن سرمایه‌گذاری بوده و قیمتی که این دو را تضمین می‌کند نرخ بهره است. به عبارت دیگر آنها معتقدند که اگر پس‌انداز افزایش یابد بر اثر قانون عرضه و تقاضا، سرمایه‌گذاری نیز افزایش می‌یابد و ترقی اقتصادی حتمی است. کینز در مورد عملکرد بازار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری با نظریه نئوکلاسیک‌ها کاملاً مخالف است. کینز معتقد است پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران دو گروه مختلف هستند و به خاطر عوامل مختلف پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌کنند. به نظر کینز پس‌انداز تابع درآمد ملی و سرمایه‌گذاری تابع کارایی نهایی یا نرخ بهره است (مجتهد و کرمی، ۱۳۸۲).

فریدمن معتقد است هدف اصلی پس‌انداز، جلوگیری از نوسان‌های مصرف در طول زمان در یک حد تعادلی است. بنابراین یک عامل مؤثر در پیشگیری از نوسان‌های مصرف، افزایش پس‌انداز است و افزایش پس‌انداز نیز فقط از طریق افزایش درآمد دائمی صورت می‌گیرد. به عبارتی افزایش درآمد دائمی خانوارها (به دلیل رشد اقتصادی) موجب افزایش پس‌انداز آنها می‌شود (کرمی، ۱۳۸۷).

مطابق با مدل سیکل زندگی پس‌انداز، افراد هنگامی که جوان هستند برای تأمین مالی خود در طول بازنشستگی پس‌انداز می‌کنند. در این تئوری (در غیاب ارث) پس‌انداز منفی افراد سالخورده باید با پس‌اندازهای افراد جوان جبران شود به طوری که در یک جمعیت ثابت، پس‌اندازی وجود نداشته باشد. به هر حال اگر ساختار سنی جمعیت نامتوازن باشد، (همانند آنچه که در طول انتقال جمعیتی رخ داده است)، رفتارهای پس‌انداز گروه‌های مختلف ممکن است حذف نشود و پس‌اندازهای کل مثبت یا منفی اتفاق بیفتد. به علاوه فرای و میسون[1] (۱۹۸۲) و میسون (۱۹۸۱، ۱۹۸۷) نشان دادند که در اقتصادهایی که رشد اقتصادی سریع را تجربه می‌کنند، درآمدهای دستمزد افراد جوان نسبت به درآمدهای بازنشستگی افراد پیر بالا است (که با درآمد پایین‌تر در گذشته پس‌انداز شده‌اند) و این تمرکز نسبی درآمد در میان گروه با نرخ پس‌اندازهای بالا، پس‌اندازهای کل مثبت را ایجاد می‌نماید. محققان زیادی این ساختار سنی و اثرات رشد را به طور

[1]. Fry and Mason (1982)

وسیع مطالعه کرده‌اند (هیگینز و ویلیامسون[1] (۱۹۹۷)، هیگینز (۱۹۹۸)، میسون، بایومی و سامیی[2] (۱۹۹۸)، لف[3] (۱۹۶۹)، کلی و اشمیت[4] (۱۹۹۶)) و دریافتند که نرخ‌های پس‌انداز ملی هنگامی که نرخ‌های وابستگی پایین‌تر و رشد اقتصادی سریع است، بالاتر هستند.

در سطح کلان، مدل سیکل زندگی در سطح کشور بسط یافته است. مودیگلیانی[5] (۱۹۸۶) مفاهیم اصلی اقتصاد کلان سیکل زندگی را در سطح کشوری مطالعه کرده که به صورت زیر خلاصه شده است:

۱- نرخ پس‌انداز یک کشور کاملاً مستقل از درآمد سرانه‌اش می‌باشد.

۲- نرخ پس‌انداز ملی نتیجه‌ی پس‌انداز متفاوت افراد آن کشور نیست. نرخ‌های پس‌انداز ملی متفاوت، با رفتار (سیکل زندگی) فردی یکسان سازگار هستند.

۳- در کشورهایی با رفتار فردی یکسان، نرخ پس‌انداز کل مطابق با سطح نرخ رشد بلندمدت اقتصادی بیشتر، بالاتر خواهد بود و برای رشد صفر، صفر خواهد بود.

۴- نسبت ثروت – درآمد تابعی کاهنده از نرخ رشد است، از این رو بزرگترین میزان آن رشد صفر خواهد بود.

۵- یک اقتصاد می‌تواند موجودی قابل توجهی از ثروت را بر طبق درآمد انباشت کند حتی اگر هیچ ثروتی به آن‌ها به ارث نرسیده باشد.

۶- پارامتر اصلی که نسبت ثروت – درآمد و نرخ پس‌انداز را برای رشد معین کنترل می‌کند، گستردگی طول بازنشستگی است.

برای برقرار بودن این گزاره‌ها، مودیگلیانی (۱۹۸۶) اقتصاد با ثبات و اقتصاد با رشد پایدار را مورد ملاحظه قرار داده است.

تغییرات در ساختار سنی جمعیت و توزیع درآمد بین گروه‌ها، تنها پاسخگوی بخش کوچکی از تغییرات در پس‌انداز است. لی، میسون و میلر[6] (۱۹۹۸ و ۲۰۰۰) بیان می‌کنند که دلیل افزایش در پس‌اندازها در مناطقی از جمله آسیای شرقی، بهبود و ارتقاء سریع امید به زندگی است.

---

1. Higgins and Williamson (1997)
2. Mason, Bayoumi and Samiei (1998)
3. Leff (1969)
4. Kelley and Schmidt (1996)
5. Modigliani (1986)
6. Lee, Mason and Miller (1998 & 2000)

بنابراین ترکیب فرآیندهای سالخوردگی و طول عمر در یک مدل، پیش‌بینی‌های دقیق‌تری در خصوص پس‌انداز و رشد اقتصادی فراهم می‌کند. سوال اساسی که مطرح می‌شود این است که چه اتفاقی برای پس‌انداز می‌افتد اگر امید به زندگی و وابستگی سنی افراد مسن به طور مشترک در تحلیل رگرسیونی مورد توجه قرار بگیرند؟ طول عمر و نرخ‌های وابستگی به عنوان دو جنبه از فرضیه‌های سیکل زندگی، مورد توجه هستند. افراد هنگامی که انتظار دارند طولانی‌تر زندگی کنند بیشتر پس‌انداز می‌کنند و بنابراین پس‌اندازهای کل را افزایش می‌دهند، وقتی جمعیت پیرتر شد تعداد عدم پس‌اندازها نسبت به پس‌اندازها افزایش می‌یابد و لذا پس‌انداز کل کاهش می‌یابد. از این رو توجه به امید به زندگی و نرخ‌های وابستگی، نشان می‌دهد که از یک طرف طول عمر بالاتر، نرخ پس‌انداز را افزایش می‌دهد و در نتیجه نرخ رشد ستاده‌ی سرانه را بالا می‌برد. از طرف دیگر نشان می‌دهد که افزایش نرخ وابستگی افراد مسن نرخ پس‌انداز کل را کاهش می‌دهد، در حقیقت افزایش نرخ وابستگی کل نرخ رشد ستاده‌ی سرانه را کاهش می‌دهد. بنابراین با استفاده از مجموعه برآوردها، اثر طول عمر مثبت و اثر وابستگی بر رگرسیون‌های پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد منفی است و امید به زندگی بالاتر به معنای سطح بالاتر پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری‌هاست.

۳- مروری بر ادبیات موضوع

تحلیل‌های مقایسه‌ای بین‌المللی از رفتار پس‌انداز در طول سه دهه‌ی گذشته، واگرایی مشخصی را در نرخ‌های پس‌انداز در جهان نشان داده است. تغییرات نرخ وابستگی و طول عمر در مرکز این تحلیل‌ها برای تفاوت‌های تشریح شده در رفتار پس‌انداز می‌باشد. پرتنر و کنینگ[1] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ی خود به بررسی اثرات تغییرات در امید به زندگی بر نرخ بهره، رفتار مصرف – پس‌انداز و تصمیم بهینه برای بازنشستگی در یک مدل تعادلی عمومی پویا پرداخته‌اند. آن‌ها بیان می‌کنند که سن بازنشستگی در کشورهای صنعتی در طول دهه‌های گذشته افزایش نیافته اما طول عمر ارتقاء یافته است، و این مسئله نشان‌دهنده‌ی این است که مشوق‌های پولی و نهادی قوی برای بازنشستگی زود هنگام وجود دارد و همین عامل اثرات افزایش امید به زندگی را خنثی می‌کند. نتیجه‌ی سیاستی آن‌ها این است که سن بازنشستگی باید تا حدی در ارتباط با امید به زندگی باشد و مشوق‌های بازنشستگی زود هنگام حذف شود. ال – مکاوی دی فریتاس و مارتینز[2] (۲۰۱۴) اثر

[1]. Prettner and Canning (2014)
[2]. El-Mekkaoui de Freitas and Martins (2014)

طول عمر، سلامت و سیستم‌های بازنشستگی را بر پس‌انداز تحلیل کرده‌اند. این مقاله یک مدل سیکل زندگی ساده را که در برگیرنده‌ی پرداخت‌های اجتماعی (مخارج مراقبت‌های بهداشتی و بازنشستگی) و تغییرات در طول عمر است برای تعیین سطح پس‌اندازهای خانوارها به کار گرفته است. مدل برای ۲۲ کشور OECD و طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۰ برآورد شده است. آن‌ها دریافتند که همراستا با تئوری سیکل زندگی، طول عمر، نرخ‌های پس‌انداز را افزایش می‌دهد. ونگ و کی تانگ[1] (۲۰۱۳) با در نظر گرفتن این واقعیت که سالخوردگی نه تنها وابستگی سنی افراد مسن را افزایش داده بلکه همچنین طول عمر را نیز ارتقاء بخشیده است، به آزمون مجدد اثر ساختار جمعیتی بر پس‌انداز خصوصی پرداخته‌اند. در این مطالعه از داده‌های پانل ۲۲ کشور طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۶۱ و روش‌های رگرسیونی پانل خطی و غیر خطی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که طول عمر اثر مثبت و معنی‌داری بر پس‌انداز دارد در حالی که نرخ وابستگی سنی افراد مسن، اثر مشخصی در این کشورها نداشته است. نتیجه‌ی اصلی تئوری‌های موجود که در آن نرخ وابستگی سنی افراد مسن اثر منفی بر پس‌انداز دارد به داده‌ها و نمونه‌ای که انتخاب می‌شود، حساس است. اپرگیس و کریستو[2] (۲۰۱۲) اثر نرخ وابستگی را بر نرخ‌های پس‌انداز داخلی با استفاده از داده‌های پانل سالانه برای ۱۶ کشور آفریقایی آزمون کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ وابستگی تأثیر منفی بر پس‌انداز دارد. بلوم و همکاران[3] (۲۰۱۴) با بسط مدل ساده بهینه‌سازی سیکل زندگی برای بازنشستگی و پس‌انداز نشان دادند که در این تئوری، درآمدهای بالاتر، بازنشستگی زودتر و پس‌اندازهای بالاتر را به همراه دارد در حالی که افزایش طول عمر منجر به بازنشستگی دیرتر و پس‌اندازهای کمتر می‌شود.

تحقیقات انجام شده داخلی در ارتباط با تابع پس‌انداز با موضوعات مختلف در دسترس است که در اینجا سعی شده است به نزدیکترین تحقیقات در ارتباط با موضوع حاضر اشاره شود.

پیرایی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی عوامل موثر بر پس‌انداز بخش خصوصی در ایران با استفاده از روش همجمعی یوهانسون یوسیلیوس و مدل تصحیح خطای برداری پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که اثر تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره و شوک‌های حاصل از درآمدهای نفتی در سال ۱۳۵۳ بر پس‌انداز خصوصی مثبت و اثر نرخ واقعی ارز، نرخ تورم، بار تکفل و تحولات ناشی از جنگ تحمیلی بر پس‌انداز خصوصی منفی است، از طرف دیگر اثر محدودیت

---

1. Wong and Ki Tong (2013)
2. Apergis and Christou (2012)
3. Bloom et al (2014)

قرض بر پس‌انداز خصوصی مبهم است. مهرگان و رضایی (۱۳۸۸) تأثیر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی را طی دوره‌ی ۳۹ ساله در ۱۷۱ کشور جهان مورد آزمون قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق اثر منفی رشد جمعیت، جمعیت زیر ۱۵ سال و نیز بار تکفل سنین جوانی بر رشد اقتصادی، اثر مثبت نسبت جمعیت ۶۴-۱۵ سال، نسبت جمعیت ۶۵ سال و بالاتر و نیز بار تکفل سنین پیری بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. بیشترین اثر بازدارندگی بر رشد اقتصادی توسط نرخ رشد جمعیت زیر ۱۵ سال، کمترین اثر بازدارندگی بر رشد اقتصادی توسط نرخ رشد جمعیت فعال (۱۵ تا ۶۴ سال) می‌باشد. نوفرستی و احمدی (۱۳۸۷) با تکیه بر فرضیه دوران زندگی آندو و مودیگلیانی، عوامل مؤثر بر پس‌انداز ملی را در دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۴۵ در چارچوب الگوی ARDL مورد بررسی قرار داده‌اند. آنچه که در این مقاله بر آن تاکید شده است، اثر عامل جمعیت و یا به عبارت بهتر، اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز ملی است. نتایج، مؤید آن است که ساختار سنی جمعیت، عامل مؤثری در شکل‌گیری میزان پس‌انداز ملی است. افزایش نسبت جمعیت وابسته، پس‌انداز ملی را کاهش می‌دهد. بهشتی و احمدزاده (۱۳۸۶) ارتباط میان ساختار سنی جمعیت و تورم و تجزیه و تحلیل آثار آن بر اقتصاد را در دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۴۵ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق اثر مثبت و معنی‌دار گروه‌های سنی مصرف کننده (۱۴-۰) ساله، (۲۹-۱۵) ساله و بالای ۶۵ ساله بر تورم، اثر منفی و معنی‌دار گروه‌های سنی پس‌اندازکننده (۴۴-۳۰) ساله و (۶۴-۴۵) ساله بر تورم را تأیید می‌کند.

۴- روش تحقیق، داده‌ها و اطلاعات

بر اساس نظریه‌ی سیکل زندگی مودیگلیانی و بسط آن، اثرات مجموعه متغیرهای توضیحی جمعیت شناسی، اقتصادی، مالی و متغیرهای اجتماعی در قالب تابع پس‌انداز زیر بررسی می‌شود:

$$S_{\mathrm{it}} = \alpha_0 + \alpha_1 L_{it} + \alpha_2 AD_{it} + \alpha_3 UR_t + \alpha_4 GE_{it} + \alpha_5 GDP_{it} + \alpha_6 M_{it} + u_{it} \qquad (۱)$$

که در این رابطه S، نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی، L امید به زندگی، AD نرخ وابستگی سنی افراد مسن، UR نرخ شهرنشینی، GE سهم مخارج مصرفی دولت از تولید ناخالص داخلی، GDP رشد تولید ناخالص داخلی و M رشد نقدینگی را در زمان t برای کشور i نشان می‌دهد. تمامی

متغیرهای این تحقیق از سایت بانک جهانی[1] جمع‌آوری شده و برای ۲۱ کشور طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۱ برآورد شده‌اند.

در سال‌های اخیر، توجه زیادی به مدل‌های پانل پویا[2] شده است که در این مدل‌ها، مشاهدات سری زمانی (T) و تعداد مشاهدات مقطعی (N) نسبتاً بزرگ هستند. چنین پانل‌هایی به ویژه در تحلیل‌های بین کشوری مورد استفاده قرار می‌گیرند. در بیشتر کاربردهای این مدل‌ها، پارامترهای مورد نظر، اثرات بلندمدت و سرعت تعدیل به سمت بلندمدت هستند.

در مدل‌های پانل پویا، ۳ نوع مدل برآورد می‌شود:

برآوردکننده‌ی اثرات ثابت پویای[3] (DFE) سنتی که بر تلفیق کردن[4] مقاطع تکیه دارد.

برآوردکننده‌ی گروه میانگین[5] (MG) که بر میانگین‌گیری از مقاطع تکیه دارد.

برآوردکننده‌ی گروه میانگین تلفیقی[6] (PMG) که بر ترکیب تلفیق و میانگین‌گیری از ضرایب تکیه دارد.

تابع پس‌انداز در شکل مدل Panel ARDL$(p_i, q_i, k_i, l_i, m_i, n_i, r_i)$ به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$S_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{pi} \beta_{ij} S_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{qi} \delta_{ij} L_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{ki} \theta_{ij} AD_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{li} \gamma_{ij} UR_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{mi} \lambda_{ij} GE_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{ni} \omega_{ij} GDP_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{ri} \rho_{ij} M_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

مطابق مطالعه‌ی پسران و همکاران[7] (۱۹۹۹)، برآوردها بر اساس رابطه‌ی (۳) انجام می‌گیرد:

$$\Delta S_{it} = \alpha_i + \varphi_i S_{it-1} + \delta_i^* L_{it} + \theta_i^* AD_{it} + \gamma_i^* UR_{it} + \lambda_i^* GE_{it} + \omega_i^* GDP_{it} + \rho_i^* M_{it} + \sum_{j=1}^{pi-1} \beta_{ij}^{**} \Delta S_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{qi} \delta_{ij}^{**} \Delta L_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{ki} \theta_{ij}^{**} \Delta AD_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{li} \gamma_{ij}^{**} \Delta UR_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{mi} \lambda_{ij}^{**} \Delta GE_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{ni} \omega_{ij}^{**} \Delta GDP_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{ri} \rho_{ij}^{**} \Delta M_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

به طوری که:

---

1. World Bank
2. Dynamic Panels
3. Dynamic Fixed Effect (DFE)
4. Pooling
5. Mean Group (MG)
6. Pooled Mean Group (PMG)
7. Pesaran et al (1999)

$$\varphi_i = -(1 - \sum_{j=1}^{pi} \beta_{ij}) , \delta_i^* = \sum_{j=0}^{qi} \delta_{ij} , \theta_i^* = \sum_{j=0}^{ki} \theta_{ij} , \gamma_i^* = \sum_{j=0}^{li} \gamma_{ij} , \lambda_i^* = \sum_{j=0}^{mi} \lambda_{ij} , \omega_i^* = \sum_{j=0}^{ni} \omega_{ij} , \rho_i^* = \sum_{j=0}^{ri} \rho_{ij} \quad (۴)$$

که $i = 1,2,3, \dots ,21$ و $t = 1971 - 2012$ و ε_{it} عبارت خطاست که در بین i و t به طور مستقل توزیع شده‌اند.

در معادله‌ی فوق عبارت φ_i ضریب تصحیح خطاست و انتظار بر این است که منفی باشد. عبارات δ_i^*، θ_i^*، γ_i^*، λ_i^*، ω_i^*، ρ_i^* ضرایب بلندمدت و β_{ij}^{**}، δ_{ij}^{**}، θ_{ij}^{**}، γ_{ij}^{**}، λ_{ij}^{**}، ω_{ij}^{**} و ρ_{ij}^{**} ضرایب کوتاه‌مدت هستند.

۵- برآورد مدل

۵-۱- آزمون ریشه واحد

در اولین مرحله از تحلیل تجربی، قبل از فرآیند برآورد مدل Panel ARDL، ویژگی پایایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است (هر چند که بر اساس مطالعه‌ی کیم و همکاران[1] (۲۰۱۰)، تصریح مدل ARDL از پیش آزمون ریشه واحد متغیرها معاف است. اگر بردار واحدی که ارتباط بلندمدت بین متغیرها را شامل شود با مرتبه‌های مناسب p و q وجود داشته باشد، برآوردهای MG و PMG از رگرسیون ARDL برآوردهای سازگاری از آن بردار است، صرف نظر از این‌که متغیرها I(0) یا I(1) باشند). برای این منظور از آزمون ریشه واحد پانل که توسط ایم، پسران و شین (۲۰۰۳)[2] ارائه شده، استفاده گردیده است. IPS، مجموعه‌ای از آزمون‌ها را توسعه داد که در آن فرض یک پارامتر خود توضیح مشترک را کنار گذاشت. علاوه بر این، در آزمون IPS نیازی به مجموعه‌ای از داده‌های متوازن نیست. نقطه‌ی شروع آزمون IPS، مجموعه‌ای از رگرسیون‌های دیکی فولر[3] در شکل زیر است:

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + Z_{it}' \gamma_i + \epsilon_{it} \quad (۵)$$

IPS فرض می‌کند که ϵ_{it} برای همه‌ی iها و tها به طور مستقل و نرمال توزیع شده است و اجازه می‌دهد که ϵ_{it}، واریانس‌های ناهمگن σ_i در میان پانل‌ها داشته باشد. فرضیه صفر، وجود ریشه

1. Kim (2010)
2. Im, Pesaran and Shin (IPS) (2003)
3. Dickey Fuller

واحد در همه‌ی پانل‌ها را شامل می‌شود ($\rho_i = 0$ برای همه‌ی iها)، و فرضیه‌ی مقابل این است که بخشی از پانل‌ها که از فرآیندهای پایا پیروی می‌کنند، غیر صفر هستند. یعنی زمانی که N به سمت بی نهایت میل می‌کند، کسر N_1 / N (N_1 تعداد پانل‌هایی هستند که پایا می‌باشند) به ارزش غیر صفر همگرا می‌شود.

نتایج آزمون IPS در جدول ۱ نشان داده شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، همه‌ی متغیرها پایا هستند.

جدول ۱: آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرها

متغیر	تعداد وقفه بهینه	کمیت آماره آزمون	سطح احتمال	وضعیت متغیر از لحاظ مانایی
S	۰	-۳/۷۵۱۰	۰/۰۰۰۱	مانا
L	۰	-۱/۸۸۵۸	۰/۰۲۹۷	مانا
AD	۰	۱۶/۹۳۴۱	۱/۰۰۰۰	نامانا
تفاضل مرتبه اول AD	۰	-۹/۲۵۲۲	۰/۰۰۰۰	مانا
UR	۰	-۶/۵۷۰۷	۰/۰۰۰۰	مانا
GE	۰	-۱/۳۶۶۴	۰/۰۸۵۹	نامانا
تفاضل مرتبه اولGE	۰	-۱۸/۵۶۷۰	۰/۰۰۰۰	مانا
GDP	۰	-۱۳/۶۴۰۵	۰/۰۰۰۰	مانا
M	۰	-۱۱/۵۴۶۳	۰/۰۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۲- تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت در مدل‌های PMG، MG و DFE

تغییرات در نرخ بقای جمعیت بزرگسال پس‌اندازهای کل را به دو طریق تحت تأثیر قرار می‌دهد. ابتدا، عامل رفتاری که اثر اساسی و بنیادی را ایجاد می‌کند به طوری که افزایش در امید به زندگی مدت دوره‌ی بازنشستگی را افزایش می‌دهد. افراد در زمان حال کمتر مصرف خواهند کرد و برای جبران افق زمانی افزایش یافته در مصرف آینده و استفاده‌ی بیشتر از پس‌اندازها در طول آن دوره، بیشتر پس‌انداز می‌کنند. دوم، اگر چه افزایش نسبی گروه بازنشسته افراد به علت طول عمر بالاتر و کاهش باروری قابل مشاهده است، پس از آن نرخ پس‌اندازهای آنان تمایل به کاهش دارد زیرا این گروه ذخایرشان را برای حفظ هموار بودن مصرف بین زمانی استفاده می‌کنند. مطابق با فرضیه‌ی سیکل زندگی ضریب نرخ وابستگی افراد مسن باید منفی باشد و نتایج ادبیات تجربی اخیر با قطعیت اثرات معکوس نرخ وابستگی را نشان می‌دهد. این نتیجه توسط لف (۱۹۶۹) و مودیگلیانی (۱۹۷۰) به دست آمده است. طول عمر یک عامل جمعیتی دیگر است که بر تصمیمات مصرف و پس‌اندازهای افراد مطابق با تئوری سیکل زندگی اثر می‌گذارد. در حقیقت امید به زندگی طولانی‌تر، به فرض ثبات سایر عوامل، می‌تواند پس‌اندازهای فردی و کل را افزایش دهد.

بر اساس ادبیات موجود، طول عمر اثر مثبت و معنی‌داری بر پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد خواهد داشت (ارلیچ و لوی[1]، ۱۹۹۱ و بارو و سالایی مارتین[2]، ۱۹۹۵). اثر غالب افزایش در امید به زندگی، در نرخ‌های پس‌انداز بالاتر تبلور می‌یابد (بلوم، کنینگ و گراهام[3]، ۲۰۰۳).

نرخ شهرنشینی می‌تواند به طور قابل توجهی نااطمینانی درآمدی را کاهش دهد. در برخی از مطالعات نیز اثر مثبت نرخ شهرنشینی بر پس‌انداز به دست آمده است. هر چند جوامعی با نرخ شهرنشینی بالا دلالت بر انباشت سرمایه انسانی بیشتر، دسترسی بهتر به تأمین اجتماعی و تنوع اشتغال خانوارها دارد که می‌تواند تأثیر منفی بر پس اندازها داشته باشد. اثر منفی نرخ شهرنشینی، می‌تواند با انگیزه پس‌انداز احتیاطی شرح داده شود. مطابق با مدل پس‌اندازهای احتیاطی، انتظار بر این است که علامت این متغیر منفی باشد (ادواردز، ۱۹۹۶ و لوایزا و همکاران[4]، ۲۰۰۰).

مطالعات مختلف نشان داده‌اند که رشد درآمد اثر مثبت و قوی بر نرخ‌های پس‌انداز دارد. به عنوان مثال ادواردز (۱۹۹۶) دریافت که یکی از مهمترین عوامل تعیین‌کننده پس‌انداز، رشد اقتصادی است. بر طبق نظر وی با افزایش درآمد، کشورها سهم بیشتری از درآمدشان را پس‌انداز می‌کنند و بنابراین این ضریب مثبت خواهد بود. طبق تئوری تحلیل سیکل زندگی (مودیگلیانی، ۱۹۷۰)، می‌توان گفت که نسبت پس‌اندازها به صورت مثبت با رشد اقتصادی ارتباط دارد زیرا مردم دوست دارند طی دورهٔ عمر خود مصرف را یکنواخت سازند به گونه‌ای که وقتی درآمدشان پایین است (در سنین جوانی و پیری) از پس‌انداز استفاده می‌کنند و زمانی که درآمدشان بالاست، پس‌انداز می‌کنند. پس اگر به هر علت درآمد رشد کند و شتاب بگیرد افراد بیشتر پس‌انداز خواهند کرد، تا در دورهٔ بازنشستگی سطح مصرف بالاتری داشته باشند. بدین ترتیب اگر رشد درآمد یک کشور نسبت به دیگری سریع‌تر باشد، باعث نسبت بالاتری از پس‌اندازها در آن کشور خواهد شد.

اعمال سیاست‌های مالی دولت از طریق افزایش هزینه‌ها باعث کسری بودجه می‌شود، در نتیجه این کسری به کاهش پس‌انداز می‌انجامد. از این رو دولت‌ها جهت افزایش در پس‌انداز باید مخارج خود را کاهش دهند. نقدینگی نیز می‌تواند بر پس‌انداز تأثیرگذار باشد. ابتدا که نقدینگی افزایش

---

1. Ehrlich and Lui (1991)
2. Barro and Sala-i-Martin (1995)
3. Bloom, Canning and Graham (2003)
4. Loayza et al (2000)

می‌یابد، افراد میزان مصرف خود را افزایش می‌دهند اما در دوره‌های بعدی به دلیل تورم حاصل از آن ممکن است افراد اقدام به پس‌انداز کنند.

با توجه به علائم مورد انتظار متغیرهای موجود، برآورد مدل انجام شده و نتایج آن ارائه می‌گردد. اولین برآورد، برآوردکننده‌ی PMG است. این برآوردکننده، ضرایب بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت ناهمگن را ارائه می‌دهد. نتایج برآورد PMG برآوردهای بلندمدت پارامترها و میانگین برآوردهای پارامترهای کوتاه‌مدت را شامل می‌شود. برآوردهای MG، متوسط‌های غیر وزنی ضرایب N رگرسیون انفرادی است و برآوردکننده‌ی پویای FE، مانند برآوردکننده‌ی PMG، ضرایب بردار همجمعی را به این قید محدود می‌کند که در میان پانل‌ها، برابر و همسان باشد. مدل FE ضریب سرعت تعدیل را محدودتر می‌کند و این‌که ضرایب کوتاه‌مدت برابر و یکسان باشد.

برای وجود یک ارتباط بلندمدت (تعادل پویا)، ضریب عبارت تصحیح خطا بایستی منفی و درون دایره‌ای واحد باشد. همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، برآوردهای ضریب تصحیح خطا به طور معنی‌داری منفی است که دلالت بر رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل دارد. برآوردهای مدل‌های PMG، MG و DFE از سرعت تعدیل، به ترتیب حدود ۲۶٪، ۵۸٪ و ۱۹٪ می‌باشد. خطاهای استاندارد ضرایب بلندمدت مدل PMG کمتر از خطاهای استاندارد مدل‌های MG و DFE است و این ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دارتر از این دو برآوردکننده است. علاوه بر این آزمون هاسمن آشکار می‌کند که فرضیه صفر همگنی بلندمدت برای هر متغیر نمی‌تواند در سطوح معنی‌داری رد شود. این امر استفاده از برآوردکننده PMG را که تحت همگنی بلندمدت سازگار و کارا است، توجیه می‌کند. بنابراین برآوردکننده‌ی PMG بر دو برآورد کننده‌ی MG و DFE برتری خواهد داشت و لذا تحلیل نتایج بر اساس این مدل ارائه می‌شود. ضرایب بی‌معنی به دست آمده از برآوردکننده‌های MG و DFE، هنگامی که از برآوردکننده PMG به جای آن‌ها استفاده می‌شود، معنی‌دار می‌شوند. همان طور که می‌توان دید، علائم ضرایب بلندمدت به دست آمده از برآوردکننده PMG همراستا با انتظارات تئوریکی می‌باشد.

ضرایب برآوردی از رابطه بلندمدت مدل PMG نشان می‌دهد که تمامی متغیرها اثر معنی‌داری بر نرخ پس‌انداز دارند. ضریب امید به زندگی تأثیر مثبت بر نرخ پس‌انداز را در سطح اطمینان ۹۵ درصد نشان می‌دهد. ۱ واحد افزایش در امید به زندگی ۰/۸۴ واحد نرخ پس‌انداز را افزایش می‌دهد. نرخ وابستگی سنی افراد مسن بر نرخ پس‌انداز کشورها طی این سال‌ها تأثیر منفی داشته است که با تئوری مصرف سیکل زندگی سازگار می‌باشد.

ضریب نرخ شهرنشینی و مخارج مصرفی دولت نیز مؤید تأثیر منفی این متغیرها بر پس‌انداز در دوره مورد بررسی می‌باشد. در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ۱ واحد افزایش در نرخ شهرنشینی و مخارج مصرفی دولت در بلندمدت به ترتیب ۰/۶۲۱ واحد و ۰/۸۱۱ واحد نرخ پس‌انداز را کاهش می‌دهد.

ضریب رشد GDP، مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار است به گونه‌ای که با افزایش ۱ واحدی آن، نرخ پس‌انداز ۰/۲۴۸ واحد در سطح اطمینان ۹۵ درصد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر رشد نقدینگی در بلندمدت مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد از لحاظ آماری معنی‌دار است و ۱ واحد افزایش آن، ۰/۰۰۵ واحد نرخ پس‌انداز را افزایش می‌دهد.

در کوتاه‌مدت نیز تنها متغیرهای نرخ وابستگی سنی افراد مسن، مخارج مصرفی دولت و رشد نقدینگی معنی‌دار هستند و علائم مورد انتظار را دارا می‌باشند. افزایش ۱ واحدی نرخ وابستگی سنی افراد مسن و مخارج مصرفی دولت به ترتیب نرخ پس‌انداز را ۵/۷۳۸ و ۱/۰۵۴ واحد کاهش می‌دهد در حالی که اگر نقدینگی ۱ واحد رشد یابد، نرخ پس‌انداز ۰/۰۱۵ واحد افزایش می‌یابد. سایر متغیرها نیز از لحاظ آماری معنی‌دار نیستند.

جدول ۲: برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت در مدل‌های PMG، MG و DFE

		PMG			MG			DFE		
	متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z
برآورد ضرایب بلندمدت	L	۰/۸۴	۰/۱۱۲	۷/۴۹	۲/۶۴۹	۱/۲۷۹	۲/۰۷	۰/۴۱۹	۰/۲۹	۱/۴۵
	AD	-۰/۲۸۹	۰/۱۴۶	-۱/۹۸	-۱/۹۸۳	۲/۷۵۱	-۰/۷۲	-۰/۳۷۶	۰/۳۳	-۱/۱۴
	UR	-۰/۶۲۱	۰/۱	-۶/۱۹	-۰/۶۸۰	۰/۶۶۱	-۱/۰۳	۰/۰۸۱	۰/۱۵۶	۰/۵۲
	GE	-۰/۸۱۱	۰/۱	-۸/۱۱	-۱/۳۶۸	۰/۳۹۱	-۳/۵	-۰/۶۶	۰/۳۱	-۲/۱۳
	GDP	۰/۲۴۸	۰/۰۷۲	۳/۴۷	۰/۱۰۶	۰/۲۰۵	۰/۵۲	۰/۷۶۱	/۳۷۱	۲/۰۵
	M	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۳/۷۳	۰/۰۸۱	۰/۰۴۳	۱/۸۵	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	-۰/۴۶
تصحیح خطا		-۰/۲۶۱	۰/۰۶۲	-۴/۲۱	-۰/۵۸۴	۰/۰۷۲	-۸/۱۱	-۰/۱۸۶	۰/۰۲۷	-۶/۸۹
برآورد ضرایب کوتاه مدت	L	-۱/۱۴۹	۲/۱۷۸	-۰/۵۳	-۰/۸۳۸	۳/۸۹۵	-۰/۲۲	-۰/۰۷۸	۰/۰۵۷	-۱/۳۷
	AD	-۵/۳۷۸	۳/۱۹۴	-۱/۶۸	-۹/۸	۱۱/۹۳۲	-۰/۸۲	-۰/۴۲۸	۰/۴۱۸	-۱/۰۲
	UR	-۰/۲۰۸	۱/۷۲۴	-۰/۱۲	-۰/۵۵۵	۲/۳۸۰	-۰/۲۳	۰/۳۰۷	۰/۳۴۱	۰/۰۹
	GE	-۱/۰۵۴	۰/۱۸۸	-۵/۶	-۰/۷۱۸	۰/۱۸۸	-۳/۸۱	-۰/۵۴۷	۰/۲۰۳	-۲/۶۹
	GDP	-۰/۰۲۵	۰/۰۲۲	-۱/۱	۰/۰۲۹	۰/۰۲۹	۰/۹۸	-۰/۰۳۲	۰/۰۲۲	-۱/۴۶
	M	۰/۰۱۵	۰/۰۰۸	۱/۷۸	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	-۰/۴۱	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۳	۲/۱۹
	عرض از مبدأ	۵/۷۹۶	۱/۹۶۳	۲/۹۵	-۴۴/۱۶۷	۳۷/۰۳۸	-۱/۱۹	۰/۲۳۲	۰/۰۴۲	۰/۰۸
آماره‌ی هاسمن		chi2(6)=۱۱/۷۵ Prob>chi2=۰/۰۷								

منبع: یافته‌های تحقیق

۶- نتیجه گیری

نوآوری اصلی این مقاله، وارد کردن همزمان دو متغیر جمعیتی طول عمر و نرخ وابستگی افراد مسن در تابع پس‌انداز و استفاده از الگوی Panel ARDL در قالب سه مدل PMG، MG و DFE می‌باشد. در تحقیق حاضر، از برآوردکننده‌ی PMG که توسط پسران و همکاران (۱۹۹۹) توسعه‌یافته، برای به دست آوردن بعد پویای ارتباط بین متغیرهای توضیحی و پس‌انداز استفاده گردیده است. در بلندمدت در مدل مورد بررسی، دلالت‌های نظری به وسیله داده‌ها حمایت شده است. متغیرهای جمعیتی نقش مهمی در تشریح تفاوت‌ها در پس‌انداز در طول زمان و در میان کشورها بازی می‌کنند. همان‌طور که در مدل سیکل زندگی، ضریب نسبت وابستگی سنی به طور معنی‌داری منفی است، در این تحقیق نیز ضریب نرخ وابستگی سنی افراد مسن منفی می‌باشد. از طرف دیگر، همراستا با این تئوری، افزایش در امید به زندگی منجر به افزایش پس‌انداز می‌شود.

نرخ رشد GDP به طور معنی‌داری مثبت است که دایره‌ای سودمند از رشد سریع‌تر به افزایش در پس‌اندازها و حتی رشد بالاتر را نشان می‌دهد. همچنین ضریب رشد نقدینگی و مخارج دولت به ترتیب مثبت و منفی و به لحاظ آماری معنی‌دار هستند. ضریب نرخ شهرنشینی نیز منفی و معنی‌دار است.

در کوتاه‌مدت نیز تنها متغیرهای نرخ وابستگی سنی افراد مسن، مخارج مصرفی دولت و رشد نقدینگی معنی‌دار هستند و علائم مورد انتظار را دارا می‌باشند.

جمعیت جهان در حال پیرتر شدن است که در نتیجه‌ی آن تعداد مطلق و نیز سهم بالاتری از افراد پیر، امید به زندگی بیشتر همراه با زندگی سالم‌تری دارند و به طور نسبی تعداد کمتری از افراد در سن کار مشاهده می‌شوند. تحولات جمعیتی می‌تواند نه تنها از طریق اثرات مرتبط با ساختار سنی جمعیت، پس‌انداز را تحت تأثیر قرار دهد بلکه از طریق اثرات رفتاری مرتبط با طول عمر مورد انتظار بر پس‌انداز اثرگذار باشد. واکنش و پاسخ به دوره‌ی زندگی طولانی‌تر، می‌تواند در شکل زندگی کاری طولانی‌تر تبلور یابد و یا پس‌اندازهای بیشتری به همراه داشته باشد. بنابراین علی‌رغم چالش‌های جدیدی که سالخوردگی جمعیت به وجود آورده است، پاسخ‌های رفتاری و دلالت‌های سیاستی به سالخوردگی جمعیت مثل پس‌اندازهای بالاتر برای بازنشستگی، نرخ بالاتر انباشت سرمایه‌ی انسانی، طرح‌های جایگزین برای تأمین مالی بازنشستگی و افزایش مهاجرت از کشورهای با نیروی کار فراوان به کشورهایی با نیروی کار کمیاب، دلالت بر این دارند که سالخوردگی جمعیت لزوماً به طور معنی‌داری مانع رشد اقتصادی نمی‌شود. تعداد افراد سالخورده

در مقادیر مطلق در حال رشد است، اما افراد سالم‌تر هم شده‌اند. از این رو طول مدت سالخوردگی همراه با سلامتی رو به افزایش است. بخشی از این روند می‌تواند به افزایش در طول زندگی نسبت داده شود و بخشی از آن به دوره‌های کوتاه‌تر بیماری. اثر خالص افزایش در تعداد سال‌های زندگی در سن پیری بدون مسائل و مشکلات عمده‌ی سلامت است. از آن‌جا که گروه‌های سنی مختلف، نیازها و ظرفیت‌های تولیدی متفاوتی دارند، مشخصات اقتصادی یک کشور احتمالاً در نتیجه جمعیت و گروه‌های سنی‌اش تغییر خواهد کرد. یک رویکرد استاندارد برای ارزیابی این تغییرات این فرض است که رفتار مشخص سن نسبت به اشتغال، مصرف و پس‌انداز ثابت باقی می‌ماند. به هر حال این رویکرد ساده احتمالاً گمراه‌کننده است وقتی که هنجارها تغییر می‌کند و احتمالاً انتظارات، رفتار افراد را دگرگون می‌سازد تا اندازه‌ای که بر پیامدهای اقتصادی سالخوردگی جمعیت اثر خواهد گذاشت. به ویژه انتظارات زندگی طولانی‌تر از نسل‌های گذشته، ممکن است افراد را به باقی ماندن در نیروی کار برای مدت طولانی‌تر و به پس‌اندازهای پایین‌تر در سنین بعدی تحریک کند. همچنین ارتباطات بین سالخوردگی جمعیت و عملکرد اقتصاد کلان با دخالت دولت و مفاهیم نهادی و سازمانی بیان می‌شود. با افزایش طول عمر و جمعیت سالخورده، سیاست بازنشستگی، حقوق بازنشستگی و تأمین مالی مراقبت بهداشتی، کارایی بازارهای نیروی کار و سرمایه و ساختار سیستم‌های اقتصادی منطقه‌ای و جهانی احتمالاً تعدیل می‌شوند. مقدار این انتقال‌ها ممکن است به رفتار سالخوردگان بستگی داشته باشد که نیازها و سلائق و ترجیحاتشان از افراد جوان‌تر متفاوت است.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. بهشتی، محمد باقر. و احمدزاده، خالد (۱۳۸۶). "بررسی اثر ساخت سنی جمعیت کشور روی تورم". فصلنامه مدرس علوم انسانی **۱۱**(۳): ۱۰۶-۸۶.

۲. پیرایی، خسرو. کشاورزی، محمد. و عربی، حسین (ادیب) (۱۳۹۲). "عوامل تعیین‌کننده پس‌انداز خصوصی در ایران با تأکید بر نرخ واقعی ارز و محدودیت قرض". فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان **۱**(۱): ۹۲-۶۳.

۳. رنج‌پور، رضا. کریمی تکانلو، زهرا. و شکری، محمد (۱۳۹۰). "بررسی رابطه‌ی بین پس‌انداز و رشد اقتصادی در ایران طی دوره‌ی زمانی (۱۳۸۷-۱۳۴۰)". فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه **۱**(۳): ۱۴۰-۱۱۳.

۴. عمادزاده، مصطفی. و قندهاری، زهرا (۱۳۹۲). *سلامتی و رشد اقتصادی*، اصفهان، انتشارات جهاد دانشگاهی.

۵. کرمی، افشین (۱۳۸۷). "ارزیابی اثر رشد نقدینگی بر نرخ پس‌انداز ملی در ایران". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی **۱۲**(۴۶): ۲۵۴-۲۳۱.

۶. مجتهد، احمد. و کرمی، افشین (۱۳۸۲). "ارزیابی متغیرهای موثر بر رفتار پس‌انداز ملی در اقتصاد ایران". پژوهشنامه بازرگانی **۷**(۲۷): ۲۸-۱.

۷. مهرگان، نادر. و رضایی، روح الله (۱۳۸۸). "اثر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران **۱۳**(۳۹): ۱۴۶-۱۳۷.

۸. نوفرستی، محمد. و احمدی، محبوبه (۱۳۸۷). "بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز جامعه". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی **۸**(۱): ۵۶-۴۳.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Apergis, N. and Christou, C (2012). "Dependency Rates and Savings: the African Evidence with Panel Data". International Journal of Business and Management 7(4): 84-95.
2. Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.
3. Bloom, D. E., Canning, D. and Moore, M. (2014). "Optimal Retirement and Saving with Increasing Longevity". Scand J Econ **116**(3): 838–858.

4. Bloom, D., Canning, D. and Graham B. (2003). "Longevity and Life-Cycle Savings". Scandinavian Journal of Economics **105**(3): 319-338.
5. Boersch-Supan, A. and Ludwig A. (2009). "Aging, Asset Markets, and Asset Returns: A View from Europe to Asia". Asian Economic Policy Review **4**(1): 69–92.
6. De Jong-Gierveld J. and Van Solinge, H. (1995). "Ageing and its Consequences for the Socio-Medical System". Population Studies, No. 29. Strasbourg, France: Council of Europe Press.
7. Ehrlich, I. and Lui, F. T. (1991). "Intergenerational Trade, Longevity, and Economic Growth". Journal of Political Economy University of Chicago Press, **99**(5): 1029-59.
8. Edwards, S. (1996). "Why Are Latin America‘s Saving Rates So Low? An International Comparative Analysis". Journal of Development Economics **51**(1): 5–44.
9. El-Mekkaoui de Freitas, N. and Martins, O. (2013). "Health, Pension Benefits and Longevity: How They Affect Household Savings?". Netspar Discussion Paper.
10. Fry, Maxwell J. and Mason, A. (1982). "The Variable Rate-of-Growth Effect in the Life-Cycle Saving Model". Economic Inquiry **20**(3): 426-442.
11. Higgins, M. D. (1998): "Demography, National Savings, and International Capital Flows". International Economic Review **39**(2): 343-369.
12. Higgins, M. and Williamson, JG. (1997). "Age Structure Dynamics in Asia and Dependence on Foreign Capital". Population and Development Review **23**(2): 261–93.
13. Holliday, R. (1999). "Ageing in the 21st Century". The Lancet **354**(4): Page SIV4.
14. Im, K., Pesaran, H. and Shin, Y. (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". Journal of Econometrics **115**(1): 53-74.
15. Kelley, A. and Schmidt, R. (1996). "Saving, Dependency and Development". Journal of Population Economics **9**(4): 365–86.
16. Kim, D.-H., Lin, S.-C. & Suen, Y.-B. (2010). "Dynamic Effects of Trade Openness on Financial Development". Economic Modelling **27**(1): 254-261.
17. Lee R.D., Mason, A. and Miller, T. (1998). "Saving Wealth and Population". Paper presented at the Symposium on Population Change and Economic Development at the Bellagio Center, Lake Como, Italy.
18. Lee, R., Mason, A. and Miller, T. (2000). "Life Cycle Saving and the Demographic Transition in East Asia". Population and Development Review **26**: 194–222.

19. Leff, N. H. (1969). "Dependency Rates and Savings Rates". American Economic Review **59**(5): 886–896.
20. Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K. and Servén, L. (2000). "What Drives Private Saving across the World?" . The Review of Economics and Statistics **82**(2): 165–181.
21. Mason, A. (1981). "An Extension to the Life-Cycle Model and Its Application to Population Growth and Aggregate Saving". East-West Population Institute Working Paper No. 4.
22. Mason, A. (1987). "National Saving Rates and Population Growth: A New Model and New Evidence". In: Johnson DA, Lee R (eds) Population Growth and Economic Development: Issues and Evidence. National Research Council. University of Wisconsin Press, Madison.
23. Masson P. R., Bayoumi, T. and Samiei, H. (1998). "International Evidence on the Determinants of Private Saving". The World Bank Economic Review **12**(3): 483-501.
24. Modigliani, F. (1986). "Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations". American Economic Review, American Economic Association **76**(3): 297-313.
25. Modigliani, F. (1970). "The Life-Cycle Hypothesis of Saving and Inter-Country Differences in the Saving Ratio". In W. Eltis, M. Scott, & J. Wolfe (Eds.), Induction, growth and trade, Essays in honor of Sir Roy Harrod, Clarendon Press, Oxford
26. Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. P. (1999). "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels". Journal of the American Statistical Association **94**: 621-634.
27. Prettner, K. and Canning, D. (2013). "Increasing Life Expectancy and Optimal Retirement in General Equilibrium". Econ Theory **56**(1):191–217.
28. Wong, B. and Ki Tang, K. (2013). "Do Ageing Economies Save Less? Evidence from OECD Data". International Journal of Social Economics **40**(6): 591-605.
29. World Bank (2013). Available from: http:/ www.worldbank.org.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هجدهم، پاییز و زمستان

تحلیل عبور نرخ ارز و پویائی‌های تورمی در اقتصاد ایران: رهیافت چرخش رژیم

سید یحیی ابطحی[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۹/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۱۸

چکیده

عبور نرخ ارز به نرخی اشاره دارد که در آن تغییرات ایجاد شده در نرخ‌های ارز در قیمت‌های واردات و سپس در قیمت‌های داخلی منعکس می‌شود و باتوجه به ساختار وابسته به نفت و بی‌ثباتی بازار ارز در اقتصاد ایران، درک درجه عبور نرخ ارز در جهت موفقیت سیاست‌های ضد تورمی از اهمیت بالایی برخوردار است. در این مطالعه با توجه به ویژگی‌های تورمی اقتصاد ایران و با بهره‌گیری از روش‌های چرخش رژیم، موضوع عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران در شرایط وابسته به رژیم‌های تورمی طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۹ مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد که موضوع عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران موضوعی وابسته به رژیم‌های تورمی است و رشد نرخ ارز اسمی موثر فقط در رژیم‌های تورمی بالا می‌تواند علیت گرنجری نرخ تورم باشد در حالی که رابطه علیت از نرخ ارز موثر بر نرخ تورم در رژیم‌های تورمی پایین معنی‌دار نیست. بنابراین، در یک نظام شناور مدیریت شده ارزی، در شرایطی که نرخ تورم بالاتر از مقدار آستانه است و اقتصاد در رژیم‌های تورمی بالاتر قرار می‌گیرد رسالت بانک مرکزی در کنترل نرخ ارز در این شرایط از مصداق بیشتری برخوردار است و مدیریت بازار می‌تواند از وارد آمدن اثرات نامطلوب تکانه‌های ارزی به تورم داخلی جلوگیری کند.

واژگان کلیدی: عبور نرخ ارز، رژیم‌های تورمی، روش‌های چرخش رژیم.

Keywords: Exchange Rate Pass Through, Inflation Regimes, Regime Switching Methods.
JEL Classification: E31, E42, F31.

[1]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد Abtahi@iauyazd.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.18.21

۱- مقدمه

بررسی رابطه بین سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ ارز که در ادبیات مالیه بین الملل به اثر انتقالی نرخ ارز یا درجهٔ عبور نرخ ارز معروف است از دهه ۱۹۸۰ به بعد مورد توجه اقتصاددانان واقع شده و بخش عمده‌ای از مطالعات تجربی را در سال‌های اخیر به خود اختصاص داده است. مطالعه عبور نرخ ارز از دلالت‌های سیاستی مهمی در اقتصاد ایران، به لحاظ دارا بودن ساختار مبتنی بر درآمدهای نفتی و برخورداری از نرخ‌های تورم بالا طی سه دهه اخیر، برخوردار است. نخست آنکه درجه عبور نرخ ارز از دیدگاه نحوه اثرگذاری شوک‌های بین المللی بر اقتصاد داخلی از اهمیت فراوانی برخوردار است. زمانی که درجه عبور نرخ ارز کامل است، شوک‌های سیاست پولی می‌تواند تاثیر منفی بر تولید و جابجایی آن بین کشورها داشته باشد (میردالا[1]، ۲۰۱۴). به عبارت دیگر، کاهش ارزش پول داخلی که به واسطه یک شوک مثبت سیاست پولی ایجاد شده باشد می‌تواند مخارج را به سمت اقتصاد داخلی سوق دهد، یعنی تقاضای جهانی را از کالاهای خارجی به سمت کالاهای داخلی هدایت کند. دوم آنکه عوامل تعیین‌کننده عبور نرخ ارز می‌تواند نقش موثری در سیاست‌های ایجاد فضای رقابتی در بازارهای داخلی داشته باشد و عبور نرخ ارز با درجه پایین، بیان‌کننده قدرت بالاتر صادرکنندگان خارجی در بازارهای داخلی است و برای مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان داخلی عامل نامطلوبی به شمار می‌رود. سوم آنکه درک میزان و درجه عبور نرخ ارز به عنوان ابزاری بسیار موثر در جهت پیش‌بینی مسیر آینده تورم برای سیاست‌گذاران و بانک‌های مرکزی از اهمیت فراوانی برخوردار است. چنانچه درجه عبور نرخ ارز بالا باشد تغییرات نرخ ارز مستقیماً به قیمت‌های داخلی اصابت می‌کند و می‌تواند بیانگر تمایل تورم‌زایی بالا و موثر تحرکات نرخ ارز اسمی باشد. چنانچه پیش‌بینی‌های تورم بر پایه تخمین‌های نادرستی از درجه عبور نرخ ارز صورت گیرد این پیش‌بینی‌ها می‌تواند اثرات تغییر نرخ ارز بر تورم داخلی را به مقدار کمتر از حد برآورد کند. این موضوع برای اقتصاد ایران که طی چند دهه گذشته نرخ‌های متفاوت و بالایی از تورم را تجربه کرده است وتلاش‌های ناموفقی در جهت کنترل تورم داشته، از اهمیت زیادی برخوردار است. از طرف دیگر، باتوجه به ساختار وابسته به نفت و بی‌ثباتی بازار ارز در اقتصاد ایران، درک درجه عبور نرخ ارز در جهت موفقیت سیاست‌های ضد تورمی در اقتصاد ایران از اهمیت بالایی برخوردار است. چهارم آنکه درک

[1]. Mirdala (2014)

عوامل موثر بر عبور نرخ ارز می‌تواند برای سیاست‌های بهبود تراز تجاری ایران در راستای سیاست‌های توسعه اقتصادی و رشد صادرات موثر باشد. وجود یک اقتصاد با درجه بالای عبور نرخ ارز مبین آن است که قیمت کالاهای صادراتی می‌تواند تا حد بالایی به وسیله نوسانات نرخ ارز تحت تاثیر قرار گیرد. بنابراین کاهش ارزش پول از توانایی بالایی در بهبود کسری تراز تجاری برخوردار است (تا و هو، ۲۰۰۱). و برعکس چنانچه درجه عبور نرخ ارز پایین باشد، کاربرد سیاست‌های تعدیل نرخ ارز جهت بهبود تراز تجاری از کارایی کمتری برخوردار خواهد بود.

تحلیل عبور نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن کمک می‌کند تا بتوان میزان و درجهٔ تأثیر بر قیمت‌ها را از طریق نرخ ارز اندازه‌گیری نمود. برای اقتصاد ایران که در یک محیط تورمی گام بر می‌دارد، تحلیل وضعیت عبور نرخ ارز امری ضروری به نظر می‌رسد. اما نتایج مطالعات اخیر در این حوزه نشان می‌دهد که درجه عبور نرخ ارز تا حد زیادی به ساختار تورمی و رژیم‌های تورمی کشور مورد مطالعه وابسته است و درجه سرایت نوسانات نرخ ارز به قیمت‌های داخلی در نرخ‌های مختلف تورم کاملا متفاوت است (عالم و لاهیانی[1]، ۲۰۱۴؛ میردالا، ۲۰۱۴ و اصغر پور و مهدیلو، ۱۳۹۳). در این مطالعه با توجه به ویژگی‌های تورمی اقتصاد ایران و با بهره‌گیری از روش‌های انتقال رژیم و مدل‌های اقتصاد سنجی پویا موضوع عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران در شرایط وابسته به رژیم‌های تورمی طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۶۹ مورد مطالعه قرار می‌گیرد. برای این منظور، در بخش دوم این مقاله مطالعات انجام شده در این خصوص مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم مبانی نظری و روش شناسی مطالعه آورده شده است. داده‌های مورد نیاز برای تحلیل عبور نرخ ارز در بخش چهارم توضیح داده می‌شود. آزمون‌های غیر خطی در بخش پنجم و برآورد مدل‌های چرخش رژیم در بخش‌های ششم و هفتم آورده شده است. سرانجام نتایج تحقیق در بخش پایانی، بررسی و تحلیل شده است.

۲- پیشینه تحقیق

شجری و همکاران (۱۳۸۴) با هدف تعیین وضعیت عبور نرخ ارز در ایران، با بکارگیری یک الگوی VAR، روابط پویای متقابل بین متغیرها و وقفه‌های مختلف آنها را مورد مطالعه قرار

[1]. Aleem and Lahiani (2014)

داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهدکه عبور نرخ ارز در ایران ناقص است و نوسانات نرخ ارز واقعی بر شاخص قیمت واردات تأثیر مثبت و کمتر از یک دارد. مهرابی بشرآبادی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی عبور نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی در ایران با استفاده از روش تصحیح خطای برداری پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد در حالی که نرخ ارز تأثیر مهمی بر نوسانات قیمت واردات و صادرات دارد، درجه‌ی عبور نرخ ارز ناقص است و تأثیر نرخ ارز در توضیح نوسانات قیمت صادرات نسبت به قیمت واردات، بیشتر است. نتایج مطالعه کازرونی و همکاران (۱۳۹۱) در خصوص تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز نیز نشان می‌دهد بی‌ثباتی نرخ ارز موجب تشدید درجه عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران شده است. همچنین مطالعه اصغرپور و مهدیلو (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر محیط‌های تورمی بر درجه عبور نرخ ارز در ایران طی سال‌های ۱۳۸۹- ۱۳۵۵ پرداخته است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران درجه عبور نرخ ارز ناقص است و محیط‌های تورمی تأثیر نامتقارن بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات داشته است، به طوری که در محیط‌های تورمی بالا درجه عبور نرخ ارز بیشتر از محیط تورمی پایین می‌باشد. نتایج مطالعه راسخی و منتظری (۱۳۹۴) نیز با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم نشان می‌دهد بی‌ثباتی اقتصاد کلان به صورت غیر خطی و در قالب یک الگوی دو رژیمی بر عبور نرخ ارز در ایران دارای تاثیر مثبت است.

بارهومی[1] (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای عبور نرخ ارز به قیمت واردات را در کشورهای در حال توسعه مورد مطالعه قرار داده است و نتایج آن بیانگر تأثیر مثبت و معنی‌دار متغیرهای بی‌ثباتی نرخ ارز، هزینه نهایی تولید و شکاف تولید ناخالص داخلی حقیقی بر درجهٔ عبور نرخ ارز می‌باشد. آلییو و همکاران[2] (۲۰۰۹) به مطالعهٔ عبور نرخ ارز در نیجریه با بهره‌گیری از رهیافت خود رگرسیون برداری و مدل تصحیح خطای برداری در فاصله زمانی ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۷ پرداخته‌اند و تأثیر تغییرات نرخ ارز بر شاخص بهای کالاهای وارداتی را مثبت و معنی‌دار ارزیابی کرده‌اند. سگلوسکی[3] (۲۰۱۰) نیز در مطالعه خود تأثیر مثبت و معنی‌دار بی‌ثباتی نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی در آمریکا طی سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۶ را توجیه می‌کند. بایرن و همکاران[4] (۲۰۱۰) عبور نرخ مبادله ارز به قیمت واردات را برای ۱۴ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸ با رهیافت

1. Barhoumi (2005)
2. Aliyu et al (2009)
3. Ceglowski (2010)
4. Byrne et al (2010)

داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از پژوهش تأثیر هزینه نهایی تولید شرکای تجاری و شکاف تولید بر درجهٔ عبور نرخ ارز را مثبت و معنی‌دار نشان می‌دهد. همچنین نتایج مطالعه آگوئری و همکاران[1] (۲۰۱۲) در خصوص عبور نرخ ارز در ۳۷ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۷ نشان می‌دهد که متغیرهای بی‌ثباتی نرخ ارز، شکاف تولید و هزینه‌های تولید تأثیر مثبت و درجهٔ باز بودن اقتصاد تأثیر منفی و معنی‌دار بر درجهٔ عبور نرخ ارز دارند. جونتیلا و کرهونن[2] (۲۰۱۲) نقش رژیم نرخ تورم در عبور نرخ ارز به قیمت واردات را در خصوص ۹ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) مورد بررسی قرار داده‌اند و نشان می‌دهند که بی‌ثباتی نرخ ارز و شکاف تولید بر درجهٔ عبور نرخ ارز تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد. لین و وو[3] (۲۰۱۲) به بررسی عبور نرخ ارز در تایوان با استفاده از داده‌های ماهانه مربوط به دورهٔ زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸ پرداخته و از طریق روش TAR تأثیر مثبت و معنی‌دار بی‌ثباتی نرخ ارز و محیط تورمی بر درجهٔ عبور نرخ ارز را نشان می‌دهند. بن شیخ و لوچینی[4] (۲۰۱۴) نقش رژیم‌های تورمی را در میزان عبور نرخ ارز به قیمت‌های واردات در ۲۴ کشور در حال توسعه مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۲ و با بکارگیری مدل پنل آستانه‌ای نشان می‌دهد که دو مقدار آستانه‌ای به وسیله داده‌ها قابل تعریف است و با ارائه یک مدل سه رژیمی، درجه عبور نرخ ارز وابستگی بالایی به رژیم‌های تورمی دارد. عالم و لاهیانی (۲۰۱۴) یک مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای را برای بررسی فرآیند غیر خطی در عبور نرخ ارز در مکزیک بکار برده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که قیمت‌های داخلی در مکزیک به طور قابل ملاحظه‌ای به شوک نرخ ارز فقط در بالای سطح آستانه نرخ تورم عکس‌العمل نشان می‌دهد.

در این مطالعه، عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران در چارچوب رژیم‌های تورمی پدیدار شده در این اقتصاد مورد تحلیل قرار می‌گیرد. تاثیر محیط‌های تورمی بر درجه عبور نرخ ارز، در مطالعات اصغرپور و مهدیلو (۱۳۹۳) و راسخی و منتظری (۱۳۹۴) نیز مورد مطالعه قرار گرفته است. وجه تمایز مطالعه حاضر با این پژوهش‌ها آن است که در این مطالعه دو گروه عمده مدل‌های چرخش

---

1. Aguerre et al (2012)
2. Junttila and Korhonen (2012)
3. Lin and Wu (2012)
4. Ben Cheikh and Louhichi (2014)

رژیم یعنی روش‌های آستانه‌ای و روش‌های چرخش رژیم مارکوف در قالب الگوهای خودرگرسیون برداری بکار گرفته شده تا ضمن بررسی تاثیر پویائی‌های تورمی در عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران از طریق الگوهای غیرخطی، نتایج این روش‌ها در این خصوص مورد تحلیل و مقایسه قرار گیرد.

۳- عبور نرخ ارز و رژیم‌های تورمی

عبور نرخ ارز به صورت درصد تغییر قیمت داخلی کالاهای وارداتی به ازاء یک درصد تغییر نرخ ارز بین کشورهای واردکننده و صادرکننده تعریف می‌شود. عبور نرخ ارز، زمانی به صورت کامل صورت می‌گیرد که همزمان با افزایش نرخ ارز (تنزل ارزش پول داخلی) به میزان یک درصد، قیمت داخلی کالاهای وارداتی نیز به میزان یک درصد افزایش یابد. در غیر این صورت اگر تغییر نرخ ارز به میزان یک درصد، منجر به تغییر کمتر از یک درصد در قیمت داخلی کالاهای وارداتی شود، در این حالت بیان می‌شود که عبور نرخ ارز به صورت جزئی یا ناقص بوده است.

مطابق با نظر تیلور[1] (۲۰۰۰) محیط‌های تورمی بالا می‌تواند منجر به افزایش درجه عبور نرخ ارز شود. زمانی که کشورها در وضعیت‌های بالای تورمی قرار می‌گیرند تاثیر انتقال تغییرات نرخ ارز بر سطح قیمت‌ها افزایش یافته و در این شرایط درجه عبور نرخ ارز نیز کاملا متفاوت از شرایط تورمی پایین در این کشورها خواهد بود. چرا که شرایط تورمی بالا از طریق افزایش هزینه‌های تولید می‌تواند تاثیر عبور نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی را افزایش دهد. وابستگی عبور نرخ ارز به رژیم‌های تورمی نشان می‌دهد که واکنش عاملان اقتصادی به نوسانات نرخ ارز در نرخ‌های گوناگون تورم متفاوت خواهد بود (میردالا، ۲۰۱۴؛ عالم و لاهیانی، ۲۰۱۴) و قیمت‌های داخلی در وضعیت‌های تورمی پایین و محیط‌های تورمی باثبات به شوک‌های نرخ ارز واکنشی نشان نمی‌دهد. اما چنانچه نرخ تورم از مقدار آستانه‌ای تجاوز کند شوک‌های نرخ ارز می‌توانند قیمت کالاهای وارداتی و قیمت‌های داخلی را تحت تاثیر قرار دهند. از این دیدگاه، مدل‌های اقتصادسنجی چرخش رژیم می‌تواند عبور نرخ ارز را در رژیم‌های تورمی مختلف مورد توجه قرار دهد. از این رو، در این مطالعه، روش خودرگرسیون برداری در قالب مدل‌های آستانه‌ای و مدل‌های چرخش مارکوف به کار برده شده است تا تاثیر وضعیت‌های مختلف تورمی شکل گرفته

[1]. Taylor (2000)

در اقتصاد ایران طی سه دهه اخیر بر موضوع عبور نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی مورد تحلیل قرار گیرد.

مدل‌های خود رگرسیونی برداری آستانه‌ای[1] دارای رژیم‌هایی هستند که به وسیله یک متغیر قابل مشاهده w_{t-d} و یک تابع انتقال $F(w_{t-d})$ تعریف می‌شوند. به پیروی از مطالعات لین و وو (۲۰۱۳) و لوچینی (۲۰۱۴)، عالم و لاهیانی (۲۰۱۴) و میردالا (۲۰۱۴) برای تحلیل فرآیند و درجه عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران، فرض می‌شود که y_t یک بردار $K \times 1$ از متغیرهای درون زا $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \ldots, y_{kt})'$ است که در آن y_t شامل نرخ تورم (INF)، شکاف تولید (GAP)، تغییرات نرخ ارز موثر اسمی (DNEER) و رشد نقدینگی (DM2) به عنوان شاخص سیاست پولی به صورت زیر است:

$$y_t = [INF, DNEER, GAP. DM2]$$

در اینجا نرخ رشد نقدینگی به منظور محاسبه تاثیرات سیاست‌های پولی در عبور نرخ ارز در ایران به کار گرفته شده است. همچنین c یک بردار $K \times 1$ از مقادیر ثابت، و $A_{i,j}$ ماتریس $K \times K$ از ضرایب رژیم i در وقفه j می‌باشد. s تعداد رژیم‌ها با پارامترهای خود رگرسیون متفاوت با $i = 1, \ldots, s$ و p مرتبه خود رگرسیون با $j = 1, \ldots, p$ می‌باشد. به این ترتیب یک مدل VAR آستانه‌ای به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_t = c_i + \sum_{j=1}^{p} A_{i,j} y_{t-j} + \varepsilon_{t,i} \; if \; r_{i-1} < w_{t-d} \leq r_i$$

که $\varepsilon_{t,i}$ یک بردار K×1 از فرآیند اختلالات با میانگین صفر و واریانس Σ است و $E(\varepsilon_t \varepsilon_l') = 0$ برای $l \neq t$ می‌باشد. متغیر انتقال w یکی از متغیرهای بردار y_t است. این مدل چند متغیره‌ی غیر خطی فرض می‌کند که p برای هر متغیر و رژیمی یکسان بوده و تابع انتقال برای هر معادله مشابه می‌باشد.

یک VAR آستانه‌ای ۲ رژیمه به صورت زیر نوشته می‌شود:

[1]. Threshold Vector Autoregressive

$$y_t = \left(c_1 + A_{1,1}y_{t-1} + ... + A_{1,p}y_{t-p}\right)\left(I\left(w_{t-d} \le r\right)\right) + \left(c_2 + A_{2,1}y_{t-1} + ... + A_{2,p}y_{t-p}\right)\left(1 - I\left(w_{t-d} \le r\right)\right) + \varepsilon_t$$

که I(.) یک تابع شاخص می‌باشد.

۴- داده‌ها و آزمون ریشه واحد

در این مطالعه، داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۳:۴ – ۱۳۶۹:۱ به کار برده شده است. جهت تحلیل موضوع عبور نرخ ارز، داده‌های رشد نرخ ارز موثر اسمی (DNEER) استفاده شده و شوک وارد بر نرخ ارز به عنوان تغییرات مثبت و کاهش ارزش پول داخلی در نظر گرفته شده است. در محاسبه داده‌های نرخ تورم (INF) از شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) استفاده شده است. همچنین شکاف تولید (GAP)، از محاسبه تغییرات لگاریتم GDP واقعی از روند آن (که توسط فیلتر هودیک- پرسکات استخراج شده) حاصل شده است. سرانجام، رشد نقدینگی (DM2) به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته شده است. جدول ۱ آزمون‌های وجود ریشه واحد این متغیرها را با استفاده از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)، و کوویت کووسکی- فیلیپس- اشمیت- شین (KPSS) ارائه کرده است.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد

DM2	**t-statistic**	**Test critical values(5%)**
ADF	-۲/۹۳	-۲/۸۹
	LM-stat	**Asymptotic critical values**
KPSS	۰/۴۵۷	۰/۴۶
DNEER	**t-statistic**	**Test critical values(5%)**
ADF	-۸/۱۱	-۲/۸۹
	LM-stat	**Asymptotic critical values**
KPSS	۰/۱۱	۰/۴۶
INF	**t-statistic**	**Test critical values(5%)**
ADF	-۳/۳۵	-۲/۸۹
	LM-stat	**Asymptotic critical values**
KPSS	۰/۲۷	۰/۱۴
GAP	**t-statistic**	**Test critical values(5%)**
ADF	-۴/۰۱	-۲/۸۹
	LM-stat	**Asymptotic critical values**
KPSS	۰/۰۵	۰/۴۶

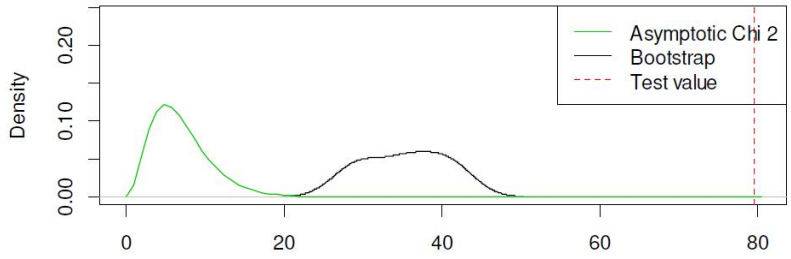
منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به اینکه قدر مطلق مقادیر آماره‌ی دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی جدول در سطح ۵٪ می‌باشد، لذا فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه واحد و ناایستا بودن متغیرها، رد شده و متغیرهای مذکور ایستا می‌باشند. این موضوع با توجه به کوچکتر بودن مقادیر محاسباتی آماره‌ی KPSS از مقادیر بحرانی برای متغیرهای مورد مطالعه، نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد.

۵- آزمون‌های غیر خطی

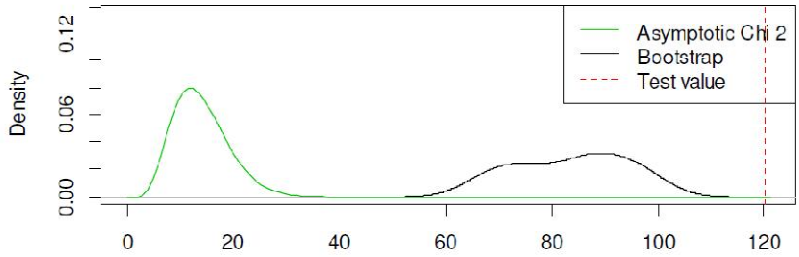
رفتار غیر خطی متغیر نرخ تورم طی دوره مورد مطالعه در قالب یک مدل VAR آستانه‌ای و به عنوان نخستین گام مورد آزمون قرار می‌گیرد. در این آزمون رفتار غیر خطی یک مدل TVAR در مقابل یک مدل VAR خطی با استفاده از متغیر نرخ تورم (INF) به عنوان متغیر آستانه آزمون می‌شود. نرخ تورم پایین‌تر از مقدار آستانه به عنوان رژیم پایین تورمی و نرخ تورم بالاتر از مقدار آستانه به عنوان رژیم تورمی بالا مد نظر قرار می‌گیرد. برای آزمون فرضیه صفر خطی بودن رفتار نرخ تورم با وجود یک رژیم (m=1) در مقابل فرضیه وجود انواع رفتارهای غیرخطی با وجود دو یا سه رژیم (m=2,3) در اینجا از بسط چند متغیره آزمون هنسن[1] (۱۹۹۹) و لو و زیووت[2] (۲۰۰۱) استفاده شده است. نتایج این آزمون جهت بررسی وجود یک آستانه یا دو آستانه در مدل VAR تصریح شده در نمودارهای ۱ و ۲ به تصویر کشیده شده است. نتایج آزمون LR و همچنین مقایسه مقادیر آماره محاسباتی با توزیع χ^2 مجانبی و مقادیر بوت استراپ ترسیم شده در این نمودارها نشان می‌دهد که فرضیه وجود مدل VAR خطی در مقابل یک مدل TVAR با وجود یک آستانه (نمودار (الف)) و دو آستانه (نمودار (ب)) رد می‌شود.

1. Hansen (1999)
2. Lo and Zivot (2001)



LR test: 202.4208 (0.01)

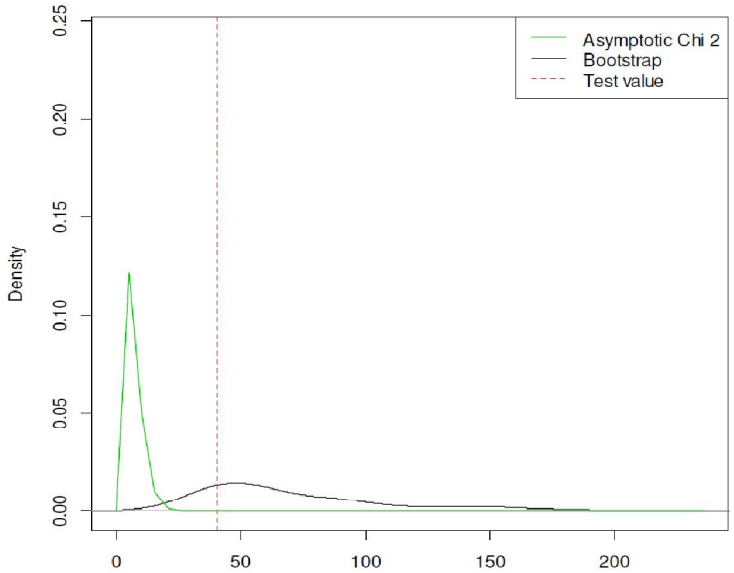
(الف)



LR test: 308.143 (0.00)

(ب)

نمودار ۱: آزمون مدل خودرگرسیون برداری خطی در مقابل مدل خودرگرسیون برداری با یک آستانه (الف) و دو آستانه (ب)



LR test: 29.421 (0.650)

نمودار ۲: آزمون مدل خودرگرسیون برداری یک آستانه‌ای در مقابل مدل خودرگرسیون برداری با دو آستانه

هم‌چنین آزمون فرضیه وجود یک آستانه در مقابل دو آستانه در ارتباط بین متغیرهای مورد مطالعه نیز توسط نسبت LR محاسبه شده و آماره محاسباتی آزمون رد نمی‌شود، و لذا مدل VAR با وجود یک آستانه و دو وقفه برآورد شده و نتایج در جدول ۲ و نمودار ۳ آورده شده است.

۶- برآورد مدل VAR آستانه‌ای از عبور نرخ ارز در ایران

برای محاسبه مقدار وقفه مناسب در برآورد مدل آستانه‌ای، ابتدا یک مدل خودرگرسیون برداری از متغیرهای مورد مطالعه برآورد شده و وقفه بهینه در قالب یک مدل VAR خطی محاسبه شده است. سپس نتایج برآورد یک مدل VAR آستانه‌ای با وجود متغیر نرخ تورم به عنوان متغیر آستانه و با وجود دو رژیم در جدول (۲) آورده شده است. همان‌گونه که نتایج جدول نشان می‌دهد مقدار آستانه برآورد شده $\pi = 6/71$ درصد است. در اقتصاد ایران طی دوره مورد مطالعه تنها ۱۹٪ از مشاهدات در این رژیم قرار می‌گیرند ($\pi > 6/71$) و مدل آستانه‌ای برآورد شده، بخش عمده‌ای از مشاهدات نرخ تورم را در رژیم پایین ($\pi \leq 6/71$) برآورد نموده است. وقفه‌های اول و دوم متغیر DNEER در رژیم اول ($\pi \leq 6/71$) کاملاً بی‌معنی است. اما در رژیم دوم ($\pi > 6/71$) تاثیر تمامی وقفه‌های این متغیر بر نرخ تورم معنی‌دار است. علاوه بر این، وقفه‌های متغیر شکاف تولید و رشد پول نیز در رژیم تورمی بالا در قالب مدل تصریح شده کاملا معنی‌دار است. چنانچه نرخ تورم از آستانه مشخص برآورد شده عبور کند این متغیرها در کنار رشد نرخ ارز اسمی موثر می‌توانند تغییرات تورمی را به خوبی توضیح دهند.

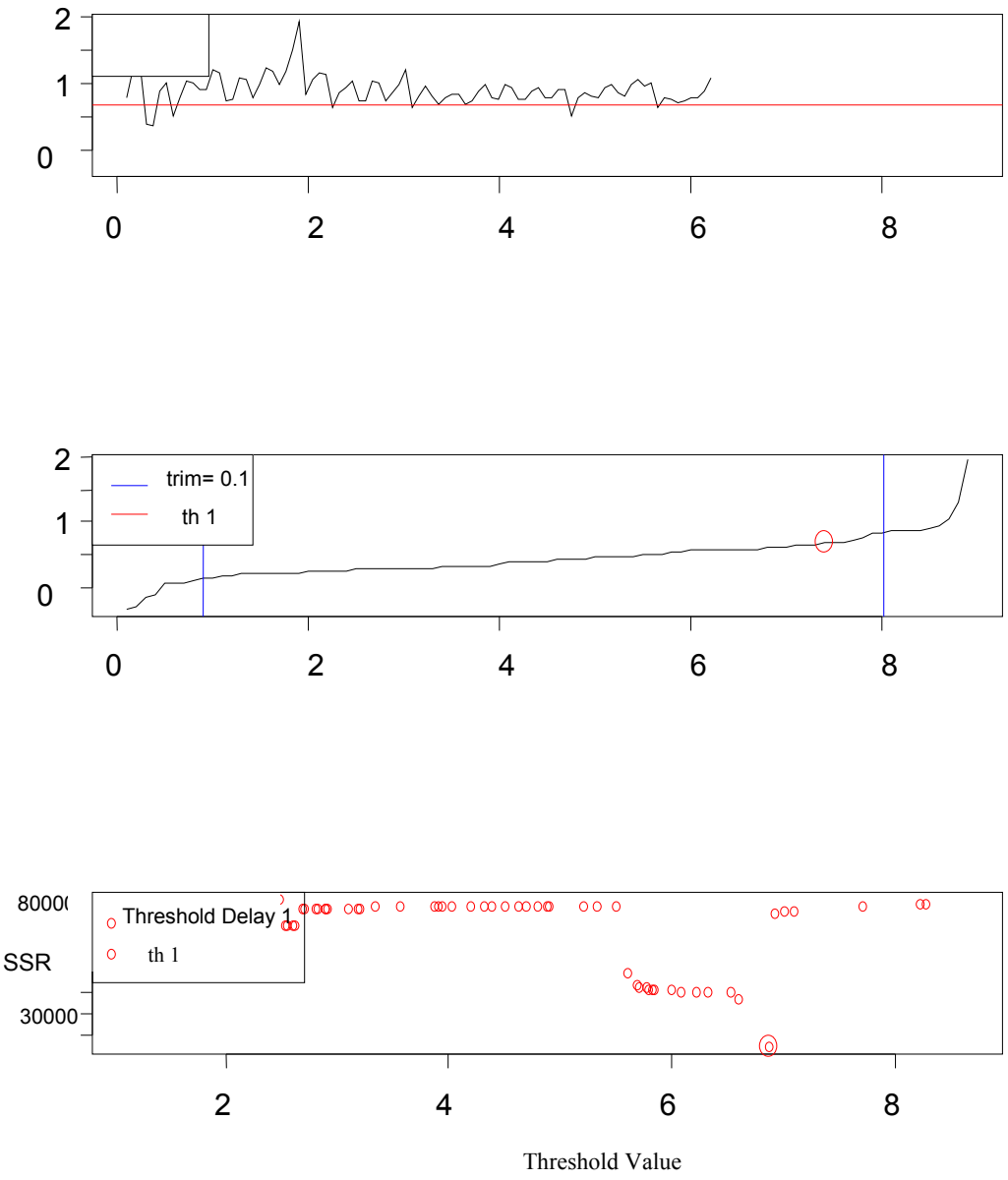
بنابراین عبور نرخ ارز در رژیم‌های تورمی پایین در اقتصاد ایران معنی‌دار نیست و با چرخش رژیم تورمی – یعنی با قرار گرفتن اقتصاد در رژیم‌های تورمی بالاتر- تاثیر تغییرات نرخ ارز اسمی موثر به نرخ تورم کاملاً معنی‌دار می‌شود. لذا عبور نرخ ارز در رژیم تورمی بالا کاملاً معنی‌دار است. نمودار ۳ وضعیت متغیر آستانه و مقدار آستانه برآورده شده را نشان می‌دهد.

جدول ۲: برآورد یک مدل VAR آستانه‌ای از عبور نرخ ارز با وجود تورم به عنوان متغیر آستانه

	رژیم پایین $\pi \leq 6/71$	رژیم بالا $\pi > 6/71$
عرض از مبدا	۳/۹۷*** (۱/۰۲)	-۴/۰۸۸ (۲/۹۲)
INF_{t-1}	۰/۳۴۲ (۰/۱۲۷)	۰/۹۳۹** (۰/۴۱۱)
$DNEER_{t-1}$	-/۰۱۰۲ (۰/۰۰۸۰)	۰/۳۳** (۰/۰۹۸)
GAP_{t-1}	۹/۱۱۸** (۴/۱۱۵)	۳۷/۰۴۰*** (۶/۶۴)
$DM2_{t-1}$	-۱/۱۳۱ (۱۰/۰۲)	۹۱/۴۲۷*** (۲۰/۹۱)
INF_{t-2}	-۰/۰۸۲ (۰/۰۸۷)	-۰/۸۳۳ (۰/۶۱۶)
$DNEER_{t-2}$	۰/۰۱۱۵ (۰/۰۰۸۷)	۰/۲۱۵** (۰/۹۴)
GAP_{t-2}	-۰/۴۵۰ (۳/۰۰۲)	-۵۳/۱۰۵*** (۱۴/۲۰)
$DM2_{t-2}$	-۱/۸۸۵ (۱۱/۳۱)	۸۰/۷۲۲* (۴۱/۳۹)
درصد مشاهدات	٪۸۱	٪۱۹
AIC	-۳۹۲/۵۴	
BIC	-۲۲۱/۱۴۰	

- *، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معنی‌داری ضرایب در سطوح ۱۰٪و۵٪و۱٪ می باشد.

ماخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۳: متغیر آستانه و مقدار آستانه برآورد شده

۷- نتایج حاصل از برآورد مدل MSVAR

در بخش دوم، تحلیل عبور نرخ ارز در ایران با استفاده از یک مدل خود رگرسیون برداری چرخش مارکوف (MSVAR) با وجود دو رژیم و با دو وقفه برآورده شده و نتایج در جدول (۳) آورده شده است. مقادیر ضرایب برآورده شده تغییرات نرخ ارز اسمی موثر، در هر دو وقفه، تنها در رژیم یک معنی‌دار است و ضرایب این متغیر در رژیم صفر معنی‌دار نیست. اگرچه آماره‌های احتمالات انتقال رژیم و پارامترهای σ در هر دو رژیم از معنی‌داری بالایی برخوردار هستند. بنابراین موضوع عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران موضوعی وابسته به رژیم تورمی است و اثرگذاری و انتقال تغییرات نرخ ارز به قیمت‌های داخلی در رژیم‌های تورمی بالا می‌تواند اثر معنی‌داری بر تورم داشته باشد. از آنجا که واریانس جزء اخلال در مدل برآورد شده تابعی از متغیر وضعیت است این واریانس در دو رژیم متفاوت است. با توجه به نتایج حاصل شده رژیم تورمی پایین از نوسان بیشتری برخوردار بوده و رژیم تورمی بالاتر طی دوره مورد مطالعه نوسان کمتری داشته است.

نتایج بخش انتهایی جدول ۳ نیز آزمون‌های مختلف عارضه یابی مدل برآورد شده را نشان می‌دهد. عدم رد فرضیه صفر آزمون‌های نرمال بودن و واریانس ناهمسانی اجزاء اخلال مدل برآورد شده نشان می‌دهد که این اجزاء در مدل MSVAR برآورد شده از ویژگی‌های کلاسیک جزء اخلال برخوردار هستند. همچنین آزمون مرکب[1] نیز آزمون ویژه همبستگی پیاپی اجزاء اخلال است. در این آزمون نیازی نیست که از تابع ACF تمامی مشاهدات در نظر گرفته شود بلکه آماره آزمون واحدی معرفی می‌شود که شامل تمامی خود همبستگی‌های اجزاء اخلال می‌باشد. نتیجه این آزمون نیز نشان می‌دهد که اجزاء اخلال مدل برآورد شده فاقد خود همبستگی هستند.

مقایسه نتایج مدل TVAR با مدل MSVAR نشان می‌دهد که نتایج برآورد این دو مدل در طبقه‌بندی رژیم‌های تورمی بسیار به هم نزدیک است. هر دو روش تقریباً ۱۷ درصد از مشاهدات را در رژیم بالا طبقه‌بندی نموده‌اند و ۸۲٪ از مشاهدات مربوط به رژیم پایین تورمی است که در آن عبور نرخ ارز بر سطح قیمت‌ها در اقتصاد ایران از ضرایب معنی‌داری برخوردار نیست.

---

[1]. Portmantean Test

جدول ۳: برآورد یک مدل چرخش مارکوف VAR از عبور نرخ ارز در ایران

	رژیم صفر	رژیم یک
عرض از مبدا	−۰/۱۴۲ (۱/۴۹)	۴/۵۲۸*** (۰/۸۸۰)
INF_{t-1}	/۱۷۱** (۰/۰۸۲۱)	۰/۴۸۴** (۰/۲۱۱)
$DNEER_{t-1}$	−۰/۳۷۴۰ (۰/۵۲۳)	۲/۱۰۷*** (۰/۶۶۱)
GAP_{t-1}	۴۶/۳۲*** (۲/۱۸)	۴۸/۳۲*** (۵/۹۲)
$DM2_{t-1}$	−۶/۹۲ (۶/۸۸)	۴۲/۰۵*** (۱۹/۱۲)
INF_{t-2}	−۰/۲۵۷** (۰/۰۷۲)	۰/۳۵۲** (۰/۱۱۲)
$DNEER_{t-2}$	−۰/۷۷۰ (۱/۱۱)	۱/۵۴۴*** (۰/۶۲۱)
GAP_{t-2}	۸/۱۲۹*** (۴/۰۵)	۸/۰۲*** (۵/۲۴۰)
$DM2_{t-2}$	−۷/۳۹۲ (۶/۰۸۹۱)	۴۸/۴۲*** (۱۸/۸۰)
σ	۱/۷۲*** (0/135)	1.11*** (0.305)
P	P_{11}=0.93	P_{22}=0.75
Log likehood	−۲۰۵/۳۷	
AIC	۴/۲۲	
Asymptotic test	$\chi^2_{(2)} = 0.2598$ (0.812)	
Normality test	$\chi^2_{(2)} = 1.2313$ (0.442)	
ARCH test	$F_{(1-65)}$=0.401 (0.511)	
Portmatea u test	$\chi^2_{(9)} = 7.192$ (0.577)	

*، **، و *** به ترتیب نشان دهنده معنی‌داری ضرایب در سطوح ۱۰٪و۵٪و۱٪ می باشد.

سرانجام، نتایج آزمون علیت گرنجر در برآورد مدل خودرگرسیون برداری چرخش رژیم مارکوف بین متغیرهای مدل و نرخ تورم در جدول ۴ آورده شده است.

جدول ۴: آزمون علیت گرنجر

	رژیم اول	رژیم دوم
DNEER does not Granger Cause INF	χ^2=0.8642 (0.3902)	χ^2=13.574 ** (0.0009)
DM2 does not Granger Cause INF	χ^2=0.00057 (0.854)	χ^2=7.992 ** (0.003)
GAP does not Granger Cause INF	χ^2=25.921 *** (0.000)	χ^2=49.05 *** (0.000)

نتایج حاصل از محاسبه آزمون علیت گرنجر در جدول ۴ نشان می‌دهد که رشد نرخ ارز اسمی موثر فقط در رژیم‌های تورمی بالا می‌تواند علیت گرنجری نرخ تورم باشد در حالی که رابطه علیت از نرخ ارز موثر بر نرخ تورم در رژیم‌های تورمی پایین معنی‌دار نیست. به همین شیوه این رابطه برای رشد نقدینگی نیز برقرار است. به عبارت دیگر رشد نقدینگی نیز تنها در رژیم‌های تورمی بالا می‌تواند علیت گرنجری نرخ تورم باشد. اما وجود رابطه علیت گرنجری شکاف تولید در هر دو رژیم مورد تأیید قرار گرفته است و شکاف تولید در هر شرایط تورمی می‌تواند دارای تاثیر کاملا معنی‌داری بر نرخ تورم باشد.

۸- نتیجه گیری

درجه عبور نرخ ارز به نرخی اشاره دارد که در آن تغییرات ایجاد شده در نرخ‌های ارز در قیمت‌های داخلی منعکس می‌شود و توانایی قیمت‌ها برای تعدیل در یک دوره زمانی خاص را با توجه به تغییرات نرخ ارز مورد توجه قرار می‌دهد. تعیین وضعیت عبور نرخ ارز برای اقتصاد ایران که در یک محیط تورمی گام برمی‌دارد، و طی دهه‌های گذشته به خاطر ساختار متکی بر درآمدهای نفتی و وابستگی بودجه دولت به درآمدهای حاصل از صدور نفت، نرخ‌های تورم بالایی را تجربه کرده است، تحلیل وضعیت عبور نرخ ارز امری ضروری به نظر می‌رسد.

تحلیل‌های مربوط به مطالعه تاثیر نوسانات نرخ ارز بر اقتصاد در مطالعات انجام شده طی سال‌های اخیر نشان می‌دهد که میزان و درجه عبور نرخ ارز به ویژه برای کشورهایی که دامنه نوسانات تورمی قابل ملاحظه‌ای دارند بسته به وضعیت‌های تورمی مختلف (و یا آنچه در روش‌های اقتصادسنجی رژیم‌های تورمی مختلف خوانده می‌شود) می‌تواند کاملا متفاوت باشد. بر این اساس، در این مطالعه با توجه به ویژگی‌های تورمی اقتصاد ایران و با بهره‌گیری از روش‌های انتقال

رژیم و مدل‌های اقتصادسنجی پویا موضوع عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران در شرایط وابسته به رژیم‌های تورمی طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۹ مورد مطالعه قرار گرفته است. برای این منظور، رفتار غیر خطی متغیر نرخ تورم طی دوره مورد مطالعه در قالب یک مدل VAR آستانه‌ای و نیز در قالب یک مدل MSVAR به عنوان نخستین گام مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج برآوردها نشان می‌دهد عبور نرخ ارز در رژیم‌های تورمی پایین در اقتصاد ایران معنی‌دار نیست و با چرخش رژیم تورمی – یعنی با قرار گرفتن اقتصاد در رژیم‌های تورمی بالاتر- تاثیر تغییرات نرخ ارز اسمی موثر به نرخ تورم کاملاً معنی‌دار می‌شود. لذا عبور نرخ ارز در رژیم تورمی بالا کاملاً معنی‌دار است. همچنین در این رژیم برخلاف رژیم تورمی پایین، سایر متغیرهای مدل مانند شکاف تولید و رشد نقدینگی نیز از تاثیر معنی‌داری بر نرخ تورم برخوردارند. از طرف دیگر، تحلیل عبور نرخ ارز در ایران با استفاده از یک مدل خود رگرسیون برداری چرخش مارکوف (MSVAR) نیز بیانگر آن است که موضوع عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران موضوعی وابسته به رژیم تورمی است و اثرگذاری و انتقال تغییرات نرخ ارز به قیمت‌های داخلی در رژیم‌های تورمی بالا می‌تواند اثر معنی‌داری بر تورم داشته باشد. نتیجه مطالعه اصغرپور و مهدیلو (۱۳۹۳) نیز نشان می‌دهد که در محیط‌های تورمی بالا درجه عبور نرخ ارز بیشتر از محیط تورمی پایین می‌باشد گرچه اثر عبور نرخ ارز در محیط تورمی پایین در مطالعه حاضر معنی‌دار نیست.

سرانجام، نتایج آزمون علیت در مدل MSVAR برآورد شده نشان می‌دهد که رشد نرخ ارز اسمی موثر فقط در رژیم‌های تورمی بالا می‌تواند علیت گرنجری نرخ تورم باشد در حالی که رابطه علیت از نرخ ارز موثر بر نرخ تورم در رژیم‌های تورمی پایین معنی‌دار نیست. به همین شیوه این رابطه برای رشد نقدینگی نیز برقرار است. به عبارت دیگر رشد نقدینگی نیز تنها در رژیم‌های تورمی بالا می‌تواند علیت گرنجری نرخ تورم باشد. اما وجود رابطه علیت گرنجری شکاف تولید در هر دو رژیم مورد تایید قرار گرفته است و شکاف تولید در هر شرایط تورمی می‌تواند دارای تاثیر کاملا معنی‌داری بر نرخ تورم باشد.

کاربرد مدل‌های تغییر رژیم در مباحث مربوط به عبور نرخ ارز می‌تواند دلالت‌های مهمی در راستای اجرای سیاست‌های ارزی در چارچوب یک نظام شناور مدیریت شده داشته باشد. و در اجرای سیاست‌های ارزی و دخالت بانک مرکزی در بازار ارز در راستای تنظیم بازار و کنترل نرخ

ارز با توجه به شرایط اقتصاد کلان، نوع و درجه رژیم‌های تورمی می‌تواند در اثربخشی سیاست‌های ارزی نقش کاملا موثری ایفا کند.

در یک نظام شناور مدیریت شده ارزی، چنانچه آستانه‌ای از نرخ تورم برای عبور نرخ ارز وجود داشته باشد در نرخ‌های تورم پایین‌تر از آستانه و یا رژیم‌های تورمی پایین، نگرانی چندانی از تعدیل نرخ ارز توسط بازار وجود ندارد. چرا که مطابق با نتایج این مطالعه، عبور نرخ ارز در این شرایط به قیمت‌های داخلی معنی‌دار نیست و حتی افزایش نرخ‌های ارز و حرکت نسبتا آزادانه آن به سمت وضعیتی متناسب با شرایط اقتصاد کلان می‌تواند به عنوان سیاست بهینه ارزی تلقی شود. در چنین شرایطی نگرانی چندانی از بابت عدم کنترل نرخ تورم داخلی از ناحیه فشار بازار ارز وجود ندارد و دخالت‌های بانک مرکزی در بازار علاوه بر هزینه‌های مالی می‌تواند مانع از تعدیل ضروری نرخ ارز متناسب با شرایط کلان اقتصادی شود. همانگونه که نتایج این مطالعه نیز نشان می‌دهد چنین شرایطی در اقتصاد ایران شرایط غالب است و تقریبا ۸۰ درصد وضعیت‌های مورد بررسی را شامل می‌شود. اما در شرایطی که نرخ تورم بالاتر از مقدار آستانه است و اقتصاد در رژیم‌های تورمی بالاتر قرار می‌گیرد دخالت متولیان ارزی و بانک مرکزی در بازارهای ارز به منظور مدیریت کامل و حفظ ثبات بازار، اهمیت فوق‌العاده‌ای می‌یابد و می‌توان گفت رسالت بانک مرکزی در کنترل نرخ ارز در این شرایط از مصداق بیشتری برخوردار است. و مدیریت بازار می‌تواند از وارد آمدن اثرات نامطلوب تکانه‌های ارزی به تورم داخلی جلوگیری کند. اگرچه مطالعه دوره مورد بررسی در سابقه عملکرد عبور نرخ ارز در اقصاد ایران نشان می‌دهد که چنین شرایطی تنها ۱۷ درصد از وضعیت‌های مورد بررسی را شامل شده است.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. اصغرپور، حسین. و مهدیلو، علی (۱۳۹۳). "محیط تورمی و تأثیر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران: رهیافت مارکوف- سوئیچینگ". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۲۲**(۷۰): ۱۰۲- ۷۵.

۲. راسخی، سعید. و منتظری، مجتبی (۱۳۹۴). "اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر عبور نرخ ارز: شواهدی از رگرسیون انتقال ملایم (STR)". فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی (۲۲): ۳۱-۷.

۳. شجری، هوشنگ. طیبی، سیدکمیل. و جلایی، سید عبدالمجید (۱۳۸۴). "تحلیل عبور نرخ ارز در ایران". دانش و توسعه ۳(۱۵): ۷۶-۵۱.

۴. کازرونی، علیرضا. سلمانی، بهزاد. و فشاری، مجید (۱۳۹۱). "تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران رهیافت (TVP)". فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران **۱**(۲): ۸۵-۱۱۴

۵. مهرابی بشرآبادی، حسین. جلایی، سید عبدالمجید. و کوشش، محمد سجاد (۱۳۸۹). "بررسی عبور نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی در ایران". پژوهشنامه اقتصادی **٦**(۱۲): ۲۱۶-۲۰۱.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Aguerre, R.B., Fuertes, A.M. & Phylaktis, K. (2012). "Exchange Rate Pass-through into Import Prices Revisited". Journal of International Money 31: 818-844.
2. Aliyu, S., Yakub, G. K. & Duke, O. (2009). "Exchange Rate Pass-through in Nigeria: Evidence from a Vector Error Correction Model". Working Paper 1-28.
3. Aleem, Abdul & Lahiani, Amine (2014). "A Threshold Vector Autoregression Model of Exchange Rate Pass-Through in Mexico". Research in International Business and Finance Elsevier **30**(C): 24-33.
4. Barhoumi, K. (2006). "Differences in Long Run Exchange Rate Pass-Through into Import Prices in Developing Countries: An Empirical Investigation". Economic Modelling Elsevier **23**(6): 926-951.

5. Nidhaleddine Ben Cheikh & WaëlLouhichi (2014). "Revisiting the Role of Inflation Environment in the Exchange Rate Pass-Through: A Panel Threshold Approach". FIW Working Paper Series 132, FIW.
6. Byrne, J., Chavali, A.S. & Kontonikas, A. (2010). "Exchange Rate Pass-Through to Import Prices: Panel Evidence from Emerging Market Economies". Department of Economics, University of Glasgow, Working Paper: 1-31.
7. Ceglowski, J. (2010). "Exchange Rate Pass-through to Bilateral Import Prices". Article provided by Elsevier in its journal Journal of International Money and Finance **29**: 1637-1651.
8. Junttila, J. & Korhonen, M. (2012). "The Role of Inflation Regime in the Exchange Rate Pass-Through to Import Prices". International Review of Economics and Finance 24: 88-96.
9. Kandil, M. & Mirzaie, I. A. (2003). "The Effects of Exchange Rate Fluctuations on Output and Prices; Evidence from Developing Countries". IMF Working Paper.
10. Kara, H., Tuger, H.K., Ozlale, U., Tuger, B. & Yucel, E. M. (2007). "Exchange Rate Regimes and Pass-Through: Evidence from the Turkish Economy". Journal of Contemporary Economic Policy **25**(2): 206-225.
11. Lin, P. C. and Wu, C. S. (2012). "Exchange Rate Pass-Through in Deflation: The Case of Taiwan". International Review of Economics and Finance **22**(1): 101-111.
12. Rajmund Mirdala (2014). "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices under Different Exchange Rate Regimes". William Davidson Institute Working Papers Series wp1070, William Davidson Institute at the University of Michigan.
13. Sahminan, A. (2002). "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: Empirical Evidences from Some Southeast Asian Countries". Working Paper 1-22.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هجدهم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶

پیش بینی وقوع سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلترهای میان گذر

پرویز رستم زاده[۱]
یزدان گودرزی فراهانی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۱/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۱۶

چکیده

یکی از مهمترین مباحث اقتصادی، عوامل و زمان وقوع سیکل‌های تجاری می‌باشد لذا ضرورت دارد که این عوامل شناسایی شده و مورد بررسی قرار گیرند. هدف این مقاله بررسی و پیش‌بینی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۰ با استفاده از داده‌های فصلی می‌باشد. برای این منظور ابتدا متغیرهای تحقیق فصلی زدایی شده سپس با استفاده از فیلترهای میان گذر[۳] به استخراج سیکل‌های تجاری رخ داده در ایران پرداخته شده و به منظور پیش‌بینی وقوع سیکل‌های تجاری، از روش‌های رگرسیون لوجیت و پروبیت استفاده گردیده است. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق شامل درآمدهای نفتی، مخارج دولت، نرخ تورم، تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده و میزان واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای می‌باشد. نتایج مدل برازش شده نشان دهنده این است که چنانچه درآمدهای نفتی، نرخ تورم و میزان واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای افزایش یابد، احتمال وقوع رونق افزایش می‌یابد. افزایش تعداد جوازهای ساخت و ساز صادر شده احتمال وقوع رونق در اقتصاد را کاهش می‌دهد. پیش‌بینی درون نمونه‌ای نشان می‌دهد که مدل‌ها در ۹۵ درصد موارد مشاهدات را به درستی طبقه‌بندی نموده‌اند. در نتیجه قدرت پیش‌بینی درون نمونه‌ای همه مدل‌ها یکسان است. سپس با استفاده از این مدل به پیش‌بینی برون نمونه‌ای برای فاصله زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۲ پرداخته شده است. نتایج نشان دهنده توانایی بالای مدل در پیش‌بینی خارج از نمونه می‌باشد.

واژگان کلیدی: سیکل تجاری، رکود و رونق، فیلتر میان‌گذر، مدل لوجیت و پروبیت.

Keywords: Business Cycles, Boom and Recession, Band – Pass Filter, Logit and Probit Model.
JEL Classification: B23, O45, M44, G34.

[۱]. استادیار بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز (نویسنده مسئول) parvizrostamzadeh@shirazu.ac.ir
[۲]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تهران yazdan.gudarzi@ut.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.18.41
[3] Band – Pass Filter (BP)

۱- مقدمه

مساله مهم و محوری اقتصادهای مدرن وجود پدیده سیکل‌های تجاری و یا نوسانات اقتصادی می‌باشد. پیدایش چنین سیکل‌های تجاری در بسیاری از موارد باعث بروز مشکلاتی برای اقتصادها شده و دورانی از شرایط تورمی و یا رکودی ناخواسته را برای آنها به وجود آورده است که منتج به شرایط ناگوار دیگری برای اقتصاد گردیده است. در نتیجه، مطالعه این پدیده، بررسی علل به‌وجود آمدن آن و چگونگی از بین بردن آن از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی هر کشوری به شمار می‌آید.

سیکل‌های تجاری نوساناتی هستند که تحت عنوان دوره‌های متوالی رونق و رکود تعریف می‌شوند که در ادبیات اقتصاد کلان به جذر و مدها و بالا و پایین رفتن‌هایی که به گونه‌ای متناوب به مدت دو تا ده، ده تا بیست و یا بیست تا پنجاه سال و یا بعضی مواقع تا صد سال در تولید و اشتغال رخ می‌دهد تعریف می‌گردد (گرجی و همکاران، ۱۳۹۳). اگر چه این سیکل‌ها به طور متوالی پیش می‌آیند، اما هیچ دو سیکل و نوسانی مشابه هم نیستند. به بیان بهتر اگر چه می‌توان از لحاظ زمانی سیکل‌ها را در قالبی مشابه طبقه‌بندی نمود اما دامنه تغییرات سیکل‌های متوالی کاملاً با یکدیگر متفاوت هستند. از سوی دیگر دوره‌های رونق و رکود از لحاظ شدت، مدت و عوامل وجودی لزوماً از تقارن برخوردار نیستند و ممکن است تفاوت‌های آشکاری نیز با هم داشته باشند. ممکن است برخی حوادث طبیعی نظیر سیل، زلزله، خشکسالی و طوفان بخش‌ها و یا مجموعه اقتصاد را تحت تأثیر شدید قرار دهد، اما معمولاً در بسیاری از موارد پس از مدتی اقتصاد می‌تواند خود را با شرایط جدید تطبیق داده و در نتیجه هیچ‌گونه سیکل اقتصادی قابل ملاحظه‌ای به وقوع نپیوندد.

گروهی از اقتصاددانان بر این عقیده هستند که اقتصاد اساساً دارای یک اشکال و نقیصه‌ای است که منتج به سیکل‌های تجاری شده است. در مقابل، گروه دیگری از آنها بر این اعتقادند که بعضی از دخالت‌های خارجی (بیرونی) باعث پیدایش یا حداقل تشدید این سیکل‌ها می‌شوند. به عقیده این گروه، اقتصاد اساساً دارای ثبات بوده و تا موقعی که دخالت‌های خارجی (بیرونی) از طرف دولت، بانک‌ها و سایر منابع وجود نداشته باشد، اقتصاد هیچگونه سیکل تجاری را تجربه نخواهد نمود. مرور ادبیات اقتصادی در زمینه تحلیل سیکل‌های تجاری، نمایانگر قدمت این موضوع در بین مباحث اقتصادی می‌باشد. طبق نظر لوکاس[1] (۱۹۸۱) شناخت و درک سیکل‌های تجاری، نخستین

[1]. Lucas (1981)

گام در طراحی مناسب سیاست‌های تثبیت است. بنابراین توانایی در جهت پیش‌بینی این سیکل‌ها می‌تواند سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌های مناسب‌تری را جهت حرکت اقتصاد تدوین نماید. از طرف دیگر متغیرهای عمده اقتصاد کلان نظیر نرخ تورم، رشد اقتصادی، بیکاری و ... همگی دارای حرکت‌های سیکلی می‌باشند، بنابراین شناخت سیکل‌های تجاری می‌تواند درک مناسب‌تری از ارتباط‌های موجود بین متغیرهای اقتصاد کلان ارائه دهد. مهم‌ترین هدف تحقیق حاضر پیش‌بینی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران می‌باشد. به طور کلی روش‌های متعددی برای پیش‌بینی سیکل‌های تجاری در اقتصاد وجود دارد که این مطالعه از مدل‌های رگرسیونی لوجیت و پروبیت و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۰ با فراوانی داده‌های فصلی برای پیش‌بینی وقوع سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران استفاده کرده است.

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است که در ادامه مروری بر مطالعات پیشین انجام شده و مبانی نظری موضوع تحقیق بیان می‌شود. سپس به بررسی روند سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران پرداخته و در بخش چهارم به بررسی مدل تجربی تحقیق پرداخته می‌شود و در نهایت نتایج مقاله بررسی و به ارائه پیشنهادات پرداخته می‌شود.

۲- مروری بر مطالعات پیشین

گالگاتی و همکاران[1] (۲۰۰۴) در مقاله خود با عنوان "ویژگی‌های سیکل‌های تجاری در کشورهای حوزه مدیترانه" برای دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۵۰ برای ۱۲ کشور مدیترانه‌ای، پس از تعیین و شناسایی سیکل‌های تجاری با استفاده از فیلتر آماری هودریک- پرسکات[2] (۱۹۹۷) جزء روند از سری زمانی مورد نظر را استخراج کرده و آنگاه با معرفی شاخص‌هایی به بررسی ویژگی‌های سیکل‌های تجاری پرداخته‌اند. نتایج، نشان دهنده آن است که نوسان‌های تولید فقط در ترکیه و اردن تقریبا ثابت است و میانگین طول دوره‌های تجاری برای کشورهای مختلف، متفاوت بوده و به سطح توسعه‌یافتگی آن کشورها مرتبط است. لان و سیلوستر[3] (۲۰۱۰) برای بررسی اینکه تا چه اندازه استان‌های چین با سیاست‌های مالی مشابه دارای سیکل‌های تجاری همزمان هستند، از مدل همبستگی فرانکل و رز[4] (۱۹۹۸) استفاده کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد

---

1. Gallegati and et al (2004)
2. Hodrick-Prescott (1997)
3. Lan and Sylwester (2010)
4. Frenkel and Rose (1998)

که استان‌های دارای وضعیت مالی مشابه تمایل به حرکات ادوار تجاری مشابه دارند. لیتمی و همکاران[1] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای علت ایجاد سیکل‌های تجاری در ژاپن را با استفاده از نظریه ماتریس تصادفی برای سال ۲۰۰۷-۱۹۷۸ بررسی کرده‌اند. در این مطالعه از داده‌های تولیدات صنعتی ژاپن استفاده شده است. نتایج آنها نشان می‌دهد که عامل اصلی ایجاد ادوار تجاری شوک‌های تقاضای واقعی است. میچالیدز و همکاران[2] (۲۰۱۳) در مطالعه خود تاثیرات بین المللی، به طور خاص از ایالات متحده و اتحادیه اروپا را بر روی سیکل کسب و کار یونان تجزیه و تحلیل کرده‌اند. در این مطالعه تعادل بلندمدت اقتصاد یونان توسط مدل تصحیح خطای برداری ارزیابی شده است. نتایج مطالعه یک تغییر جهت معنی‌دار در تعادل بلندمدت اقتصاد یونان به طرف افزایش نرخ‌های همگرایی با اقتصاد ایالات متحده و کشورهای غیر مرکزی اتحادیه پولی اروپا بعد از اجرای سیاست پولی مشترک را نشان می‌دهد. پس از پیاده‌سازی سیاست پولی مشترک، تولید ناخالص داخلی یونان با اقتصاد ایالات متحده هماهنگ شده است. در نهایت اینکه سیکل‌های کسب و کار یونان تا حدی توسط سیکل‌های تجاری ایالات متحده و همچنین از نوسانات اسپانیا و ایرلند متاثر می‌شود.

در مطالعات داخلی، طیب‌نیا و قاسمی (۱۳۸۹) به اندازه‌گیری سیکل‌های تجاری در ایران با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات و با بهره‌گیری از داده‌های فصلی و سالانه طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۲-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان داد که اقتصاد ایران هفت دوره‌ی تجاری را پشت سر گذاشته است که در ۱۷ سال از سال‌های مزبور، رونق و در ۱۵ سال، رکود بر فعالیت‌های اقتصادی حاکم بوده است. هم‌چنین نفت از میان عوامل متعدد تاثیرگذار در ایجاد رونق و رکود در اقتصاد ایران نقش موثرتری داشته است. شاهمرادی و همکاران (۱۳۸۹) از دو رهیافت هودریک-پرسکات و باکستر کینگ[3] برای استخراج بخش سیکل‌های تجاری متغیرهای کلان اقتصادی و بررسی نحوه هم‌حرکتی آنها استفاده کرده‌اند و نتایج آنها حاکی از آن است که فرضیه امکان استفاده از سیکل‌های تجاری واقعی برای اقتصاد ایران را نمی‌توان رد کرد. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده از مطالعه آنها نمی‌توان انتظار داشت که در اقتصاد ایران سیاست‌های پولی فعال باشد. هژبر کیانی و مرادی (۱۳۹۰) به تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف در دوره زمانی (۱۳۸۷:۲-۱۳۶۷:۱) پرداخته‌اند. نتایج به دست

---

1. Lyetomi and et al (2011)
2. Michaelides and et al (2013)
3. Baxter - King

آمده حکایت از آن دارد که در طی دوره یاد شده در سه مقطع زمانی، چهار رکود اتفاق افتاده است، طولانی‌ترین این رکودها با تداوم هفت فصل ظهور کرده است. نتایج بدست آمده بر این دلالت دارد که در دوره مورد بررسی هر بار وقوع رکود، به طور متوسط ۱/۷۴ فصل تداوم داشته است. این در حالی است که بروز هر دوره رونق در دوره مورد بررسی در اقتصاد ایران۶/۶۶ فصل ادامه یافته است. گرجی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی علل پیدایش سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۹۰ – ۱۳۵۰ با استفاده از رویکرد مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) و مدل تصحیح خطا (ECM) پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده موید این است که تورم قدرت توضیح‌دهندگی برای سیکل‌های تجاری را ندارد و به عبارتی تورم علت سیکل‌های تجاری نیست اما سیکل‌های تجاری علت تورم می‌باشد که تائیدکننده نظریه سیکل‌های تجاری در مورد علیت از سمت تولید به قیمت‌ها است. بنابراین می‌توان چنین گفت که یک رابطه علیت یک سویه از سمت سیکل‌های تجاری به سمت تورم وجود دارد.

۳- مبانی نظری تحقیق

نوسانات سیکلی توسط امواج متناوب بسط و رونق از یک طرف و انقباض و رکود از طرف دیگر ایجاد می‌شوند. این نوسانات روند، آهنگ و نظم ثابتی نداشته، بلکه حالت سیکلی دارند؛ بدین معنی که مراحلی از رکود و رونق متناوباً و به صورت یک الگوی نسبتاً مشابه به وقوع می‌پیوندد. این نوسانات را نوسانات سیکلی و یا به طور خلاصه "سیکل‌ها" نام نهاده‌اند. این نوع نوسانات را می‌توان به وسیله روند و آهنگ آنها از نوسانات فصلی متمایز نمود، به این معنی که می‌توان گفت سیکل‌ها دارای روند آزاد و نوسانات فصلی (حداقل فصول طبیعی) دارای یک روند ثابت هستند (مهرآسا، ۱۳۹۲).

تغییرات سیکلی را می‌توان در بسیاری از جنبه‌های فعالیت تجاری مشاهده نمود. تولید فولاد، فروش اتومبیل، فعالیت ساختمانی، دستمزدها، نرخ‌های بهره، سودها، سطح قیمت‌های عمده فروشی، صادرات و واردات، نرخ ارز، انتشار اوراق قرضه، حجم پس‌اندازها، بدهی‌های بانکی، اشتغال و حتی ازدواج و نرخ‌های زاد و ولد همگی از تغییرات سیکلی تبعیت می‌کنند. به طور کلی یک سیکل تجاری را می‌توان به چهار مرحله تقسیم نمود که عبارتند از: (۱) بهبود، (۲) رونق، (۳) رکود و (۴) بحران. وقتی که تولید و اشتغال بالا می‌رود می‌گویند که اقتصاد در مرحله بهبود است. وقتی که به اشتغال کامل نزدیک می‌شود و منابع با حداکثر ظرفیت خود کار می‌کنند به مرحله

رونق می‌رسد. هنگامی که تولید ناخالص ملی و اشتغال سیر نزولی پیدا می‌کند می‌گویند فعالیت اقتصادی دچار رکود شده است. وقتی که کاهش تولید و اشتغال عمیق و ژرف شود می‌گویند اقتصاد دچار بحران شده است. مرحله رکود و یا کسادی معمولاً بین یک تا سه سال طول می‌کشد که در طی آن نرخ بیکاری رو به افزایش می‌گذارد. هنگامی که مرحله رکود بیش از سه سال ادامه یابد و نرخ بیکاری به افزایش خود ادامه دهد، می‌توان گفت که اقتصاد دچار بحران شده است. هنگامی که نرخ بیکاری بالا بماند و فعالیت کسب و کار اقتصادی در طول مدت شش سال و یا بیشتر دچار رکود شود می‌توان آن را بحران بزرگ نامید. مراحل سیکل تجاری از یک دوره رکود تا دوره‌ای دیگر و یا یک دوره رونق تا دوره‌ای دیگر یک سیکل کامل را تشکیل می‌دهد (اسنودن، ۱۳۸۳).

مهم‌ترین ویژگی‌های سیکل‌های تجاری عبارتند از: تغییرپذیری[1]، تداوم[2] و هم‌حرکتی[3].

تغییرپذیری، درجه بی‌ثباتی یک متغیر را بیان می‌دارد و در واقع میزان تمایل متغیر به نوسان است. سطح بالای تغییرپذیری متغیر در مقایسه با متغیر مرجع، نشان‌گر توان سری‌های زمانی برای ایجاد سیکل است. این خصوصیات برای ارزیابی علل ادوار تجاری مورد بررسی قرار می‌گیرد (طیب‌نیا و قاسمی، ۱۳۸۵).

مدت زمانی که یک سیکل اقتصادی کامل طی می‌کند، می‌تواند از یک سال تا بیش از یک دهه متغیر می‌باشد. اما نکته قابل توجه این است که وقتی رکود شروع شد، اقتصاد تمایل به عملکرد انقباضی از خود نشان می‌دهد و این وضعیت برای یک سال یا بیشتر ادامه می‌یابد (مهرآسا، ۱۳۹۲). همچنین در مدت رونق، اقتصاد عملکرد انبساطی از خود نشان می‌دهد که برای مدتی دوام می‌یابد. وجود چنین گرایشی در حین رکود یا رونق تداوم نامیده می‌شود.

هم‌حرکتی نیز به این معنا است که الگوی مشاهده شده سیکلی در بسیاری از بخش‌های اقتصادی و متغیرهای کلان اقتصادی کم و بیش به صورت همزمان با نوسانات در متغیر مرجع حرکت کند. این بدان معنی است که در یک دوره تجاری، مرحله حضیض و اوج در مورد متغیرهای مطرح شده در یک زمان صورت گرفته است. تحلیل هم‌حرکتی به وسیله دو دیدگاه زمان چرخش و سمت و سوی چرخش مطرح می‌شود. با توجه به زمان، متغیرها می‌توانند پیشرو[4]، همزمان[5] و پسرو[1]

---

1. Volatility
2. Persistence
3. Covariate
4. Leading Indicators
5. Coincident Indicators

(مؤخر) باشند. متغیرهای پیشرو آنهایی هستند که تغییر حرکت آنها در نقاط سیکلی قبل از متغیر مرجع انجام می‌پذیرد (هادیان و هاشم‌پور، ۱۳۸۲). به صورت مشابه، متغیرهای همزمان به صورت همزمان با تولید ناخالص داخلی و متغیرهای پسرو بعد از متغیر مرجع حرکت می‌کنند و از نظر جهت و راستا نیز به سه گروه هم‌جهت، مخالف جهت و غیر ادواری تقسیم می‌شوند.

تئوری‌های سیکل‌های تجاری قبل از کینز را می‌توان به صورت طیفی تعریف نمود که در میان آنها ریشه‌های نظریه‌های جدید پدیدار گردد. به عبارت دیگر اغلب سبب گسترش تئوری‌های مدرن بعدی همچون تئوری سنتی کینزی، تئوری پولی فریدمن و یا پولیون، تئوری سیکل‌های تجاری پولی، تئوری سیکل‌های تجاری حقیقی یا RBC و بالاخره تئوری‌های سیکل‌های تجاری کینزین‌های جدید شده‌اند. به همین جهت بررسی آنها بیشتر برای درک اصولی و ریشه‌ای دیدگاه‌های اخیر است. به طور مثال تئوری کینزی سیکل تجاری با قرائت‌های مختلف آن، ریشه در نظریاتی دارد که می‌توان آنها را در قالب کلی‌تر عدم تعادل تقاضا که محوریت آن بیشتر بر کمبود تقاضای کل است، جستجو نمود و یا نظریات سیکل‌های تجاری پولیون و فریدمن که تحت تأثیر نظریه ویکسل[۲] وتئوری‌های پولی سیکل‌های تجاری و یا تحلیل عدم مداخله دولت و سیاست پولی منسجم هایک[۳] و همچنین نظریات سیکل‌های تجاری پولی کلاسیک‌های جدید که به گونه‌ای تحت تأثیر نظریه‌های پولی سیکل‌های تجاری بوده است. همین‌طور می‌توان به تئوری‌های سیکل‌های تجاری حقیقی به عنوان شاخه‌ای دیگر از کلاسیک جدید، تحت تأثیر تئوری فرصت سرمایه‌گذاری و مباحث ابداع و نوآوری در تولید و نقش هزینه‌های تولید در تئوری سیکل‌های تجاری اشاره نمود و بالاخره تئوری‌های کینزین‌های جدید که به نوعی مدل گسترش‌یافته مدل‌های کینزی است. بحث محوری اقتصاددانان طرفدار سیکل‌های تجاری حقیقی (RBC) آن است که نوسانات اقتصاد در نتیجه تغییر متغیرهای حقیقی است. بر این اساس عاملین اقتصادی با رویکرد و رفتار عقلایی بهینه عمل نموده و دچار خطاهای سیستماتیک نمی‌شوند. بازارها شفاف می‌باشند و اقتصاد همیشه در حالت تعادل قرار دارد و این شرایط یک شرایط ایده‌آل و یا مدل کلاسیکی نیست بلکه یک حالت مداوم در اقتصاد است. به عبارت دیگر شرایط یاد شده در کوتاه‌مدت نیز صادق است. طرفداران RBC (برخلاف لوکاس و طرفدارانش) معتقد هستند که متغیرهای اسمی نظیر عرضه پول و سطح قیمت‌ها بر روی متغیرهای حقیقی نظیر اشتغال و تولید

---

[1]. Lagging Indicators
[2]. Wicksellian
[3]. Hayek

مؤثر نیستند و در حقیقت این متغیرهای حقیقی هستند که می‌توانند رفتار و نوسانات متغیرهای حقیقی را توضیح دهند (اسنودن، ۱۳۸۳).

۴- مدل تجربی تحقیق

۴-۱- استخراج سیکل‌های تجاری

به طور سنتی در مطالعات سیکل‌های تجاری، متغیرهای کلان اقتصادی به یک روند و یک جزء چرخه‌ای یا نوسانی تجزیه می‌شود. شیب خط روند را عواملی همچون توسعه فناوری، رشد جمعیت و توسعه آموزش تعیین می‌کند. یکی از دلایل ارائه شده برای انحراف اقتصاد از مسیر رشد بلندمدت، وجود نوعی حرکت موجی است که اصطلاحاً آن را "چرخه یا سیکل تجاری" می‌نامند. اگرچه هیچ اتفاق نظری در مورد زمان وقوع این سیکل‌ها وجود ندارد؛ اما وقوع دوران‌های رکود و رونق در هر اقتصاد، مسئله‌ای اجتناب ناپذیر تلقی شده است. هدف سیاست‌های پولی و مالی نیز همواره کاهش دامنه نوسان این سیکل‌ها بوده است. بر اساس مباحث سری زمانی می‌توان بیان کرد که روند در واقع جزء نامانای سری و اجزای سیکلی و نامنظم، جزء مانای آن محسوب می‌شوند.

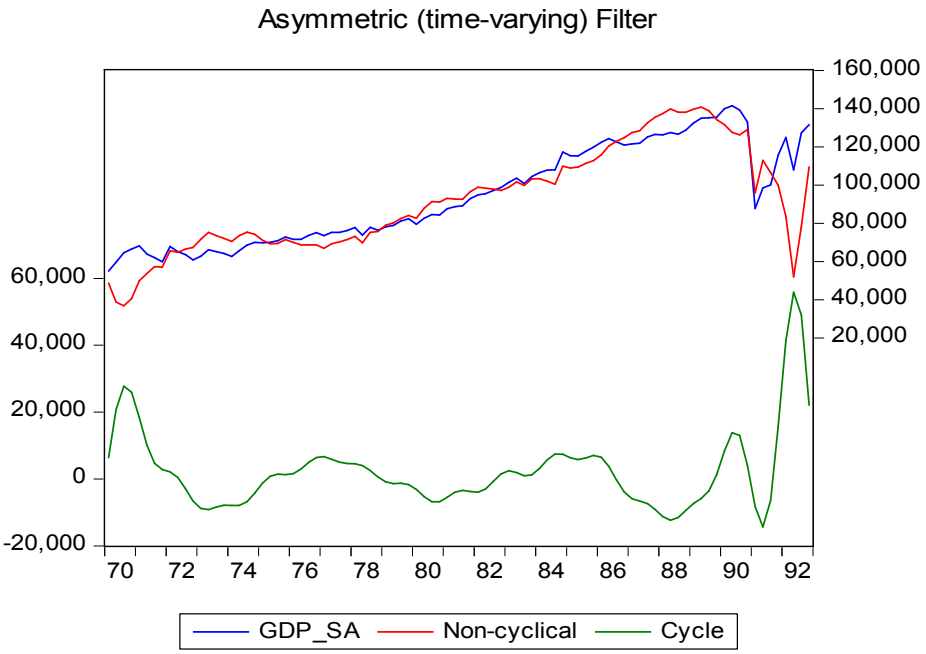
چون تولید ناخالص داخلی جامع‌ترین معیار سنجش سطح فعالیت‌های اقتصادی است، نوسانات آن نیز جایگاهی ویژه در مطالعات سیکل تجاری دارد. اکثر مطالعات صورت گرفته در اقتصاد ایران از فیلترهایی از قبیل هودریک – پرسکات (HP)، تجزیه موجک، روش باکستر – کینگ و ... به منظور استخراج سیکل‌های تجاری استفاده کرده‌اند، که در این مطالعه به منظور دستیابی به روند بلندمدت تولید ناخالص داخلی از فیلتر کریستیانو-فیتزگرالد (CF)[1] استفاده شده است. فیلترهای میان‌گذر مختلف در محاسبه میانگین متحرک باهم تفاوت دارند. در اینجا از فیلترهای نامتقارن نمونه کامل که عمومی‌ترین فیلتر است، استفاده می‌شود. فیلتر (CF) به صورت نامتقارن با نمونه کامل، عمومی‌ترین فیلتر میان‌گذر است که در آن بر خلاف فیلترهای متفاوت با طول ثابت، وزن، با توجه به طول وقفه و تقدم تغییر می‌کند. دلیل استفاده از فیلتر کریستیانو – فیتزگرالد این می‌باشد که این فیلتر امکان خارج کردن تمامی نوسانات به بیرون از فیلتر میان‌گذر را دارد و سری زمانی تحت تاثیر این نوسانات قرار نمی‌گیرد. این فیلتر تعداد مشاهدات کمتری نسبت به سایر روش‌ها

[1]. Christiano - Fitzgerald

حذف کرده و این امر امکان تجزیه سیکل‌ها از روند را بهبود می‌بخشد. همچنین استفاده از فیلتر کریستیانو – فیتزگرالد هنگامی که سری زمانی ویژگی‌های گام تصادفی بودن را نداشته باشد نیز نتایج رضایت‌بخشی را به دست می‌دهد. در نهایت لازم به ذکر می‌باشد که این فیلتر یک فیلتر زمان متغیر است، بر این اساس زمان محاسبه سیکل‌های تجاری و تفکیک آن از ادوار با استفاده از وزن‌های متفاوت در طول زمان منجر به این می‌شود که در یک نمونه کامل و نامتقارن سیکل‌های تجاری مثبت و منفی به دقت بالاتری استخراج شوند. در این مقاله، از داده تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت ثابت۱۳۸۳ به صورت فصلی در مقطع ۱۳۹۲-۱۳۷۰ استفاده شده است. تمامی متغیرهای تحقیق قبل از آزمون و مدل‌سازی با استفاده از فیلتر X_12 فصلی‌زدایی شده‌اند.

به منظور استخراج سیکل‌های تجاری، سری زمانی تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران به دو قسمت تجزیه شده است. قسمت اول به روند سری زمانی مربوط است و قسمت دوم به نوسانات سیکلی یعنی انحرافات از روند برمی‌گردد. در این نوع از فیلترها با مشخص نمودن دامنه‌ای برای تناوب سری، جزء سیکلی از سری‌های زمانی جدا می‌شود. فیلتر میان‌گذر در واقع فیلتری خطی است که میانگین متحرک وزنی دوبل[1] از داده‌ها می‌گیرد. برای استفاده از این فیلتر در ابتدا باید دامنه (دوره تناوب) انتخاب شود. این دامنه با جفت اعداد (PU و PL) نشان داده می‌شوند. به عنوان مثال، چنانچه تصور بر این باشد که سیکل‌های تجاری از ۳ تا ۸ سال طول می‌کشد، بنابراین طول سیکل‌ها را باید در این دامنه استخراج نمود. حال اگر داده‌های مربوطه فصلی باشد، این اعداد متناظر با PL=۱۲ و PU=۳۲ فصل می‌شود (کریستیانو - فیتزگرالد، ۲۰۰۳).

[1]. Two-Sided Weighted Moving Average



نمودار ۱: فیلتر نامتقارن با نمونه کامل

مطابق نمودار ۱، سری سیکلی نشان دهنده سری فیلتر شده و سری غیر سیکلی تفاوت میان سری فیلتر شده و مقادیر واقعی سری می‌باشد. برای تعیین دوره‌های رکودی و رونق، از جزء سیکلی به دست آمده استفاده می‌شود. برای تعیین نمودن دوره رکود و رونق با استفاده از جزء سیکلی، لازم است که بتوان نقاط اوج و حضیض را مشخص نمود. در این تحقیق از مطالعات هامبرگ و وراستندیگ[1] (۲۰۰۸) و چین، گویک و میلر[2] (۲۰۰۰) برای تعیین نقاط چرخشی استفاده شده است. یک نقطه اوج زمانی اتفاق می‌افتد که مقدار سری سیکلی به دست آمده از مقادیر قبلی و بعدی آن بیشتر باشد. البته با توجه به این که یک سیکل تجاری حداقل برای ۱۲ دوره (فصل) ادامه می‌یابد، هیچ نقطه اوجی در فاصله‌ای کمتر از ۱۲ دوره نمی‌تواند نزدیک نقطه اوج دیگر به وقوع بپیوندد. بنابراین نقطه اوج پایین‌تر به عنوان بخشی از رونق جاری ادغام و طبقه‌بندی می‌شود. با استفاده از همین روش و به همین ترتیب نقاط حضیض تعریف می‌شود. فاصله بین دو نقطه اوج و یا دو نقطه حضیض یک سیکل کامل تجاری را تشکیل می‌دهد. در این تحقیق، فاصله بین دو نقطه حضیض به عنوان یک سیکل کامل تجاری در نظر گرفته شده است. در ادامه دوره‌های بین یک

[1]. Hamberg and Verstandig (2008)
[2]. Chin, Geweke and Miller (2000)

نقطه حضیض تا اوج به عنوان رونق و بین یک اوج تا حضیض به عنوان رکود در نظر گرفته شده است. در یک نگاه دقیق‌تر، این روش یک سیکل را به گونه‌ای تعریف می‌کند که سیکل‌های جزئی تعریف شده توسط ژوزف کی‌چن[۱] را نیز در بر می‌گیرد[۲]. نتایج حاصل از این بررسی نشان می‌دهد که اقتصاد ایران از سال ۹۲-۱۳۷۰ مجموعاً چهار سیکل را پشت سر گذاشته است. به طوری که دوره زمانی ۱۳۷۱ فصل اول تا ۱۳۷۳ فصل سوم دوره رکودی، دوره ۱۳۷۳ فصل چهارم تا ۱۳۷۷ فصل اول رونق، دوره ۱۳۷۷ فصل دوم تا ۱۳۸۳ فصل چهارم رکود، دوره ۱۳۸۴ فصل اول تا ۱۳۸۶ فصل سوم رونق، دوره ۱۳۸۶ فصل چهارم تا ۱۳۸۸ فصل چهارم رکود، دوره ۱۳۸۹ فصل اول تا ۱۳۹۰ فصل چهارم رونق، و دوره ۱۳۹۱ فصل اول تا ۱۳۹۲ فصل چهارم دوره رکودی بوده است.

۴-۲- روش‌شناسی پیش‌بینی وقوع سیکل‌های تجاری

روش‌های متعددی جهت پیش‌بینی سیکل‌های تجاری وجود دارد، در این مقاله مدلی را انتخاب کرده‌ایم که توسط استرلا و میشکین[۳] (۱۹۹۸) پیشنهاد شده است. آن‌ها احتمال وقوع رکود را با استفاده از مدل غیر خطی پروبیت بررسی کرده‌اند و معتقدند که تصریح پروبیت مناسب‌ترین مدل در پیش‌بینی سیکل‌های تجاری است. همچنین بر مبنای مطالعه چین، گویک و میلر (۲۰۰۰) مدل پروبیت نتایج مناسب‌تری در مقایسه با سایر روش‌ها ارائه می‌دهد. از این منظر که این گونه مدل‌ها دقیقاً نقاط چرخشی را پیش‌بینی می‌نمایند به جای اینکه به صورت غیر مستقیم از طریق تخمین GDP آینده عمل نمایند. در این مقاله علاوه بر استفاده از مدل‌های پروبیت، از مدل‌های لوجیت نیز استفاده می‌شود. به طور دقیق‌تر، ما از مدل‌های رگرسیونی لوجیت و پروبیت دودوئی[۴] استفاده می‌نماییم به این معنا که متغیر وابسته فقط یکی از دو مقدار صفر یا یک را می‌تواند بگیرد. در این

---

[1]. Joseph Kitchin

[۲]. ژوزف کی‌چن در مطالعه خود بیان می‌دارد که سیکل‌ها دو گونه‌اند: سیکل عمده و سیکل جزئی. بنا به اعتقاد او سیکل جزئی به طور متوسط دارای یک دوره ۴۰ ماهه است. او همچنین بر این عقیده است که در بسیاری از مواقع یک سیکل عمده ممکن است شامل دو و یا سه سیکل جزئی ۴۰ ماهه باشد. به عبارتی در مرحله ترقی، یک یا چند سقوط همراه است و همچنین در مسیر نزولی نیز حرکات در چند نقطه حالت رونق و ترقی به خود می‌گیرند. لذا ملاحظه می‌شود که در داخل سیکل ژوگلار می‌توان سیکل‌های کوچکتری یافت.

[3]. Estrella and Mishkin (1998)

[4]. Binary Logistic and Probit Regressions

مطالعه، سری زمانی دودوئی به گونه‌ای ساخته می‌شود که عدد یک نشان‌دهنده دوره رونق و عدد صفر نشان‌دهنده دوره رکود باشد:

$$R_t = \begin{cases} 1 & \text{چنانچه اقتصاد در رونق باشد} \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

متغیر وابسته R_t به عنوان متغیر وابسته در مدلی با تصریح تابع لوجستیک و پروبیت (نرمیت) به صورت روابط زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$Pr(R_t = 1) = \frac{exp(X_t\,\beta)}{1 + exp(X_t\,\beta)}$$
$$Pr(R_t = 1) = \emptyset(X_t\beta)$$

به طوری که $\emptyset\ (.)$ نشان دهنده توزیع نرمال استاندارد تجمعی باشد. در روابط فوق، X شامل متغیرهای توضیحی می‌باشد و β مجموعه‌ای از پارامترهایی است که باید تخمین زده شوند. برای تخمین این پارامترها از روش حداکثر راستنمائی[1] (MLE) استفاده خواهد شد. با توجه به اینکه توزیع تجمعی نرمال و لوجستیک، به جز در دنباله، شبیه یکدیگرند. نتایج حاصل از روابط فوق تفاوت چندانی با یکدیگر نخواهد داشت، مگر زمانی که حجم نمونه‌ها بسیار بزرگ باشد و ما مشاهدات کافی در دنباله‌ها داشته باشیم (مدالا[2]، ۱۹۸۳). در مدل‌های پروبیت و لوجیت، $\hat{\beta}$ تخمین زده شده به خودی خود برای تفاسیر ما ارزشمند نخواهد بود و آنچه که برای تفسیر مورد نیاز است، اثرات نهایی[3] خواهد بود که برای محاسبه آن از مشتقات زیر استفاده خواهیم نمود:

$$\frac{\partial \emptyset(X_t\beta)}{\partial x_{tk}} = \emptyset(X_t\beta).\beta_t$$
$$\frac{\partial L(X_t\beta)}{\partial x_{tk}} = \frac{exp(\,X_t\beta)}{(1 + exp(\,X_t\beta))^2}.\beta_k$$

به طوری که x_{tk}، kامین عنصر از بردار متغیرهای توضیحی X_t و β_k، kامین عنصر از β می‌باشد. این مشتقات برای پیش‌بینی تاثیرات تغییر در یکی از متغیرهای مستقل بر احتمال متعلق

[1]. Maximum Likelihood Estimation
[2]. Maddala (1983)
[3]. Marginal Effect

بودن به یک گروه استفاده خواهد شد. همان‌گونه که از روابط فوق مشاهده می‌شود این مشتقات در سطوح متفاوت متغیر مستقل تغییر می‌کنند. در نتیجه اثرات نهایی در سطوح مختلف این متغیرهای توضیحی تغییر خواهند کرد.

۴-۳- معرفی متغیرهای تحقیق

متغیرهای مورد استفاده در این مقاله بر اساس تعیین دوره‌های رکود و رونق برای بروز سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران شامل تولید ناخالص داخلی، درآمدهای نفتی، مخارج دولت، تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره (به عنوان نماینده‌ای برای رونق بخش ساختمان)، میزان واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای و نرخ تورم می‌باشد. با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به نفت، درآمدهای نفتی دولت به صورت یک متغیر توضیحی به مدل اصلی وارد شده است. این متغیر تقریباً اغلب اجزای تشکیل دهنده تولید ناخالص داخلی در ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اقتصاد ایران نشان می‌دهد که همپای کاهش این درآمدها وضعیت اقتصادی کشور به سمت رکود حرکت کرده است. همچنین برای نشان دادن دورنمای بخش مسکن از متغیر تعداد ساختمان‌های شروع شده در طول یک دوره زمانی خاص استفاده می‌شود. دلایل تجربی و نظری متعددی وجود دارد که بر این باورند سرمایه‌گذاری در بخش مسکن پیش‌بینی‌کننده سیکل‌های تجاری است. دلیل نظری این است که ساختمان‌سازی اغلب یک سرمایه‌گذاری قدرتمند است و به طور کلی، بازار مسکن را تحت الشعاع قرار می‌دهد.

لیمر[1] (۲۰۰۷) نشان می‌دهد که تعداد جوازهای ساخت و ساز یا تعداد ساختمان‌سازی‌های آغاز شده می‌تواند پیش‌بینی‌کننده قابل اطمینانی برای سیکل‌های تجاری باشد. همچنین متغیر دیگری که در اینجا استفاده خواهیم نمود عبارت است از مخارج دولت و میزان واردات. مطالعات تجربی پیرامون مخارج دولت و میزان واردات در ادوار تجاری نشان می‌دهد که این متغیرها بالقوه یک متغیر موافق ادوار هستند. کلیه متغیرها به صورت فصلی و به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ می‌باشند و از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی بخش اطلاعات سری‌های زمانی استخراج شده‌اند.

[1]. Leamer (2007)

۴-۴- آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

در این قسمت از تحقیق به منظور جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب در مدل به بررسی وجود ریشه واحد در متغیرهای تحقیق پرداخته شده است. جدول (۱) نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) برای متغیرهای سری زمانی فصلی‌زدایی شده تحقیق را نشان می‌دهد. نتایج نشان‌دهنده این امر می‌باشد که تمامی متغیرهای تحقیق به دلیل کمتر بودن مقادیر آماره آزمون از مقادیر بحرانی در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد در سطح دارای ریشه واحد بوده و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را رد نکرده و این متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند و به عبارتی این متغیرها انباشته از مرتبه اول یا I(1) می‌باشند.

جدول ۱: آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

متغیرها	آزمون دیکی فولر افزوده (ADF)		آزمون فیلیپس – پرون (PP)	
	آماره آزمون	مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره آزمون	مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۳.۳۰	-۳.۴۵	-۲.۹۶	-۳.۴۵
لگاریتم درآمدهای نفتی	-۳.۲۶	-۳.۴۵	-۳.۳۴	-۳.۴۵
لگاریتم واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای	-۱.۲۸	-۳.۴۵	-۱.۵۸	-۳.۴۵
لگاریتم مخارج دولت	-۲.۶۶	-۳.۴۶	-۲.۹۳	-۳.۴۶
تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده	-۲.۵۲	-۳.۴۵	-۲.۱۵	-۳.۴۵
نرخ تورم	-۲.۴۴	-۳.۴۶	-۲.۵۳	-۳.۴۶

منبع: نتایج حاصل از برآورد تحقیق

۴-۵- آزمون هم انباشتگی و تعیین وقفه‌های بهینه

در این مرحله برای بررسی وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، از روش هم‌انباشتگی یوهانسن- جوسیلیوس[1] استفاده شده است. دلیل استفاده از روش هم‌انباشتگی یوهانسن - جوسیلیوس نسبت به سایر روش‌های هم‌انباشتگی این است که این روش بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را در نظر گرفته و در صورت استفاده از این روش، تخمین‌زننده‌ها دارای کارایی مجانبی خواهند بود. برای تخمین رابطه بلندمدت با استفاده از روش هم‌انباشتگی یوهانسن – جوسیلیوس لازم است ابتدا مرتبه بهینه مدل با استفاده از ملاک‌های تعیین وقفه مدل خودرگرسیون برداری تعیین، سپس رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده

[1]. Johansen - Juselius

و در نهایت با استفاده از آماره‌های آزمون اثر[1] و حداکثر مقادیر ویژه[2]، تعداد بردار و یا بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تعیین شود.

در این مرحله لازم است مرتبه بهینه مدل خودرگرسیون برداری با استفاده از ملاک‌های تعیین وقفه تعیین شود. تعیین وقفه بهینه باید بر اساس تعداد متغیرهای مدل و حجم نمونه صورت گیرد. در جدول زیر، وقفه بهینه بر اساس معیارهای مختلف انتخاب وقفه بهینه برای مدل انتخابی نشان داده شده است. به دلیل اینکه استفاده از معیار شوارتز[3] باعث از دست دادن درجه آزادی کمتری نسبت به دیگر معیارها می‌شود، لذا در این تحقیق، وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز انتخاب گردیده است.

جدول ۲: تعیین تعداد وقفه های بهینه مدل

وقفه	آماره آکائیک	آماره شوارتز	آماره هنان-کوئین
۱	-۹.۸۸۹	*-۸.۸۴۷	*-۹.۴۷۰
۲	-۹.۹۲۸	-۷.۸۴۴	-۹.۰۹۰
۳	-۹.۶۶۰	-۶.۵۳۵	-۸.۴۰۴
۴	-۹.۹۵۹	-۵.۴۴۳	-۷.۹۳۵
۵	*-۱۰.۲۰۰	-۴.۴۲۸	-۷.۵۴۳

منبع: نتایج حاصل از تحقیق

همان طور که از جدول ۲ پیداست، وقفه بهینه در این مدل بر اساس معیار شوارتز، وقفه یک می‌باشد. در گام بعدی موضوع بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها مطرح می‌شود که برای این منظور از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون برای پی بردن به وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها بر اساس آماره‌های آزمون استفاده شده که نتایج آن در جدول ۳ ذکر شده است.

جدول ۳: آزمون هم انباشتگی یوهانسون

آزمون Trace				آزمون λ_{max}			
مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۹۵.۷۵	۱۱۵.۴۲	r≥۱	r=۰	۴۰.۰۷	۴۶.۵۸	r=۱	r=۰
۶۸.۸۹	۶۸.۸۴	r≥۲	r≤۱	۳۶.۸۷	۳۶.۲۰	r=۲	r≤۱
۴۷.۸۵	۳۲.۶۳	r≥۳	r≤۲	۲۷.۵۸	۱۶.۲۲	r=۳	r≤۲
۲۹.۷۹	۱۶.۴۱	r≥۴	r≤۳	۲۱.۱۳	۱۰.۸۱	r=۴	r≤۳
۱۵.۴۹	۵.۵۹	r≥۵	r≤۴	۱۴.۲۶	۳.۲۲	r=۵	r≤۴
۳.۸۴	۲.۳۶	r≥۶	r≤۵	۳.۸۴	۲.۳۶	r=۶	r≤۵

منبع: نتایج حاصل از تحقیق

1. Trace Matrix
2. Maximum Eigenvalue
3. Schwartz Information Criterion

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که برای هر دو آماره آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد رد شده و رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. بر اساس نتایج به دست آمده حداکثر یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

۴-۶- برآورد مدل رگرسیونی پروبیت و لوجیت

نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیونی پروبیت و لوجیت در جدول ۴ نمایش داده شده است. مدل زیر شامل متغیرهای توضیحی درآمدهای نفتی با چهار وقفه، تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره با چهار وقفه، واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای با شش وقفه، نرخ تورم با دو وقفه، مخارج دولت با چهار وقفه و وقوع رکود یا رونق در فصل گذشته می‌باشد. تخمین‌های انجام شده با نمونه‌ای از فصل اول ۱۳۷۰ تا فصل چهارم ۱۳۹۲ انجام شده است. در اینجا همانند پیشنهاد لیتن و کاتسورا[1] (۲۰۰۱) پس از گذشت یک سال از سیکل آخر، مابقی داده‌ها به منظور انجام آزمون پیش‌بینی برون نمونه‌ای از مدل گرفته شده است[2]. در ادامه جهت بررسی اثر تغییر متغیرها بر احتمال وقوع رونق، اثرات نهایی محاسبه شد. لازم به توضیح است که در این قسمت صرفاً متوسط مقادیر اثرات نهایی در جدول ۴ گزارش شده است. لازم به ذکر می‌باشد که برای هر متغیر به منظور لحاظ کردن اثرات متغیرهای مستقل بر بروز سیکل‌های تجاری مقدار جاری و وقفه‌های آن وارد مدل شد اما در نهایت با توجه به معنی‌داری ضرایب و استفاده از آماره‌های خوبی برازش برای مقایسه مدل‌های مختلف مدل زیر به عنوان بهترین مدل توضیح دهنده انتخاب گردید.

---

[1]. Layton and Katsuura (2001)

[2]. لیتن و کاتسورا (۲۰۰۱) سه تصریح غیر خطی در مطالعه خود جهت بررسی کارایی آنها در پیش‌بینی رکود آتی آمریکا به کار گرفته‌اند که عبارتند از: تصریح پروبیت، لوجیت و تغیر رژیم مارکوف. بر مبنای معیارهای خوبی برازش درون نمونه‌ای و نیز پیش‌بینی نقاط چرخشی برون نمونه‌ای، این تحلیل پیشنهاد می‌دهد که استفاده از مدل‌های تغییر رژیم نسبتاً بهتر از سایر مدل‌ها عمل می‌کند به طوری که این برتری در مقابل سایر مدل‌های رقیب می‌تواند صرفاً نتیجه انتخاب نوع متغیرهای پیشرو، حجم نمونه مورد مطالعه، معیارهای برازش مورد استفاده و سایر عوامل باشد.

جدول ۴: نتایج حاصل از برآورد مدل لوجیت و پروبیت

متغیرهای مستقل مدل	مدل لاجیت $\Pr\left(R_t=1(\text{رونق})\right)=\frac{\exp(X_t\beta)}{1+\exp(X_t\beta)}$ احتمال رونق		مدل پرویت $Pr\left(R_t=1(\text{رونق})\right)=\emptyset(X_t\beta)$ احتمال رونق	
	ضرایب	اثرات نهائی	ضرایب	اثرات نهائی
عرض از مبدأ	۱.۴۵ (۰.۰۰)	–	۱.۶۸ (۰.۰۲)	–
درآمدهای نفتی	۰.۸۹ (۰.۰۲)	۰.۰۷۰۸	۰.۳۶ (۰.۰۰)	۰.۰۵۸۹
واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای	۰.۷۹ (۰.۰۲)	۰.۰۶۸۷	۰.۶۸ (۰.۰۱)	۰.۰۶۶۳
تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده	−۰.۹۵ (۰.۰۰)	−۰.۰۲۷۸	−۰.۵۳ (۰.۰۱)	−۰.۰۳۷۰
نرخ تورم	۰.۰۶۲ (۰.۰۳)	۰.۰۵۱۵	۰.۰۵۹ (۰.۰۰)	۰.۰۵۱۴
مخارج دولت	۰.۱۴ (۰.۰۲)	۰.۰۵۳۴	۰.۲۱ (۰.۰۴)	۰.۰۵۵۲
رکود و رونق در فصل گذشته	۱.۷۸ (۰.۰۳)	–	۱.۹۴ (۰.۰۰)	–
	آماره LR: ۳۵.۷۸ سطح معنی داری LR: ۰.۰۰۰ آماره ضریب تعیین مک فادن: ۰.۸۱ آماره هاشمر –لمشو: ۲.۸۸ سطح معنی داری آماره H-L: ۰.۵۷		آماره LR: ۲۹.۵۶ سطح معنی داری LR: ۰.۰۰۰ آماره ضریب تعیین مک فادن: ۰.۷۹ آماره هاشمر –لمشو: ۱.۶۹ سطح معنی داری آماره H-L: ۰.۴۲	

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق (اعداد داخل پرانتز بیانگر مقادیر Prob می‌باشد).

همان‌گونه که از مدل‌های بالا بر می‌آید، کلیه ضرایب مربوط به متغیرهای توضیحی در سطح ده درصد معنادار هستند.

شاخص LR: فرضیه صفر در این آزمون عبارت است از صفر بودن کلیه ضرایب به جز عرض از مبدأ. این آماره دارای توزیع کای دو با درجه آزادی معادل تعداد قیود اعمال شده می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که هر دو مدل تخمین زده شده در حالت کلی معنادار می‌باشند. آماره R^2 مک فادن در واقع شاخص نسبت راست‌نمایی[1] می‌باشد و به صورت $R^2=1-\frac{L(\hat{\beta})}{L(\hat{\beta})}$ است. همان‌گونه که نام این شاخص نشان می‌دهد این شاخص مشابه R^2 در مدل‌های رگرسیون خطی است و همواره مقداری بین صفر و یک دارد. نتایج حاصل از آزمون خوبی برازش هاسمر و لمشو[2] در جدول ۴ گزارش شده است. این آزمون در واقع ارزش‌های انتظاری برازش شده را با داده‌های واقعی موجود به وسیله گروه‌بندی مقایسه می‌کند و چنانچه تفاوت زیاد باشد، مدل را به عنوان برازش نامناسب رد خواهد نمود. اگر مقدار شاخص محاسبه شده، بزرگ باشد یعنی مقادیر

1. Likelihood Ratio Index
2. Hosmer and Lemeshow

پیش‌بینی شده در هر گروه با مقادیر واقعی آن تفاوت دارد و در نتیجه برازش نامناسبی داریم. در اینجا در هر دو مدل‌های پروبیت و لوجیت، با توجه به مقادیر شاخص H-L و احتمال مربوطه، فرضیه صفر را مبنی بر عدم وجود تفاوت بین مقادیر برازش شده و واقعی می‌پذیریم.

با توجه به جدول ۴ در مدل لوجیت، چنانچه درآمدهای نفتی صد میلیون تومان افزایش یابد، احتمال وقوع رونق در طی سال‌های مورد مطالعه به صورت متوسط ۰.۰۷۰۸ درصد افزایش می‌یابد و در مدل پروبیت این رقم معادل ۰.۰۵۸۹ خواهد بود. چنانچه تعداد پروانه‌های ساختمانی کشور یک واحد افزایش یابد، احتمال وقوع رونق به طور متوسط به ترتیب در مدل لوجیت و پروبیت ۰.۰۲۷۸ و ۰.۰۳۷۰ درصد کاهش دارد. این واقعیت را شاید بتوان این‌گونه تفسیر نمود که در دوره‌های رکودی که به طور کلی حجم فعالیت‌های اقتصادی و به تبع آن درآمدها کاهش می‌یابد، دور از واقع نمی‌باشد که شهرداری‌ها نیز با کاهش درآمد مواجه شوند. از طرفی جوازهای ساخت و ساز صادره توسط شهرداری‌ها به عنوان یک منبع درآمدی برای شهرداری‌ها نیز محسوب می‌شود. بنابراین جهت کاهش این کسری‌ها متصور است که شهرداری‌ها با کاهش هزینه‌های مربوط به صدور جواز، افزایش مدت اعتبار جوازها مثلاً از یک سال به سه سال و فروش تراکم سعی در افزایش تقاضا نمایند. در نتیجه تولیدکنندگان بخش مسکن علی‌رغم وجود دوره رکود اقدام به تهیه جواز نمایند، تا در دوره آتی اقدام به ساخت و در یک مرحله جلوتر اقدام به فروش نمایند. بنابراین چون گرفتن جواز ساخت از اولین مراحل ساخت به شمار می‌رود، دور از تصور نیست که علی‌رغم وجود رکود در دوره جاری و حتی تا پنج دوره (پنج فصل) جلوتر، تولیدکنندگان برای تهیه جواز اقدام نمایند و در نتیجه تعداد جوازهای صادره توسط شهرداری‌ها افزایش یابد. اگر واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای صد میلیون تومان افزایش یابد، احتمال وقوع رونق به طور متوسط در مدل لوجیت و پروبیت به ترتیب ۰.۰۶۸۷ و ۰.۰۶۶۳ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین اگر مخارج دولت صد میلیون تومان افزایش یابد، احتمال وقوع رونق به طور متوسط در مدل لوجیت و پروبیت به ترتیب ۰.۰۵۳۴ و ۰.۰۵۵۲ درصد افزایش خواهد یافت. در نهایت اگر نرخ تورم یک درصد افزایش یابد، احتمال وقوع رونق به طور متوسط در مدل لوجیت و پروبیت به ترتیب ۰.۰۶۲ و ۰.۰۵۱ درصد افزایش خواهد یافت. به عبارت دیگر با افزایش در نرخ تورم به دلیل افزایش در سودآوری بنگاه‌ها و افزایش تمایل به تولید و استخدام نیروی کار احتمال بروز رونق به ترتیب ۰.۰۶۲ و ۰.۰۵۱ درصد در مدل‌های لوجیت و پروبیت افزایش می‌یابد.

پس از مدل‌سازی و تخمین می‌بایست بررسی شود که آیا مدل‌های انتخاب شده می‌توانند پیش‌بینی‌های مناسبی را بر حسب شاخص‌های مربوطه ارائه دهند یا خیر. به عبارت دیگر، نباید به سادگی تصور نمود، مدلی که برازش بهتری روی داده‌های نمونه دارد؛ لزوماً پیش‌بینی بهتری را نیز به همراه خواهد داشت. به این منظور از آزمون پیش‌بینی درون نمونه‌ای[1] و برون نمونه‌ای[2] به ترتیب، در ادامه استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون پیش‌بینی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای مدل لوجیت و پروبیت در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵: نتایج پیش‌بینی مدل لوجیت و پروبیت

	داده‌های مشاهده شده / پیش‌بینی شده	رونق	رکود	درصد پیش‌بینی درست
مدل لوجیت	رونق	۲۷	۴	۹۸/۱۲
	رکود	۶	۴۶	۹۶/۸۹
	-	-	-	۹۵/۹۴
	داده‌های مشاهده شده / پیش‌بینی شده	**رونق**	**رکود**	**درصد پیش‌بینی درست**
مدل پروبیت	رونق	۲۹	۲	۹۸/۱۲
	رکود	۴	۴۸	۹۷/۸۸
	-	-	-	۹۶/۳۵

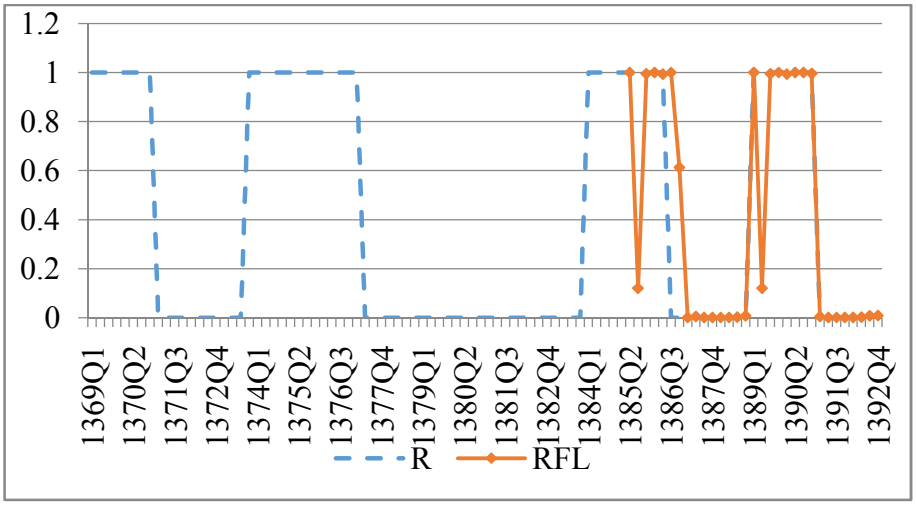
منبع: نتایج حاصل از تحقیق

در جدول ۵، ستون‌ها تعداد طبقات پیش‌بینی شده و ردیف‌ها طبقات مشاهده شده واقعی برای متغیر وابسته را در کل نمونه نشان می‌دهند. بنابراین در کل نمونه مورد بررسی، ۳۱ مورد رونق و ۵۲ دوره رکود مشاهده می‌شود. از ۳۱ مورد رونق، مدل‌های لوجیت و پروبیت به ترتیب ۲۷ و ۲۹ مورد را به درستی پیش‌بینی می‌نمایند و از ۵۲ مورد رکود، ۴۶ و ۴۸ مورد را به درستی تشخیص می‌دهند. بنابراین هر دو مدل تخمین زده شده تقریباً ۹۷ درصد از دوره‌های رونق و ۹۶ درصد از دوره‌های رکود را به درستی پیش‌بینی می‌نمایند و در حالت کلی مدل‌ها ۹۵ درصد از دوره‌ها را صحیح پیش‌بینی می‌کنند.

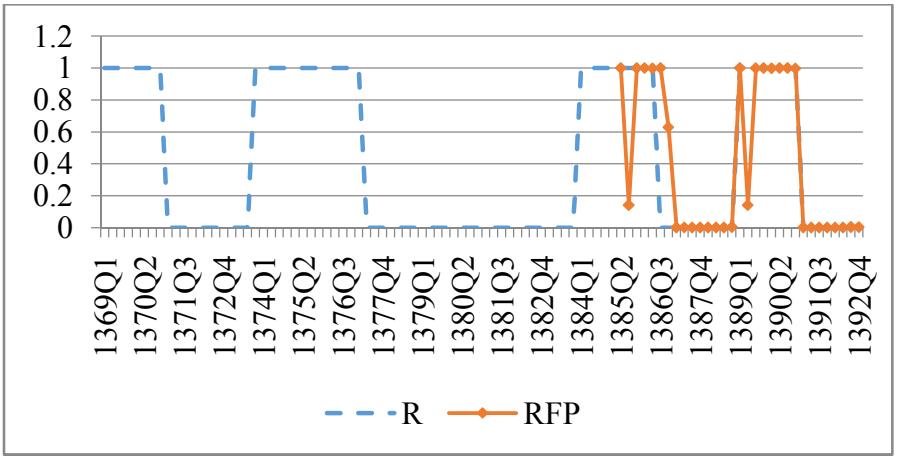
برای آزمون توانایی مدل جهت پیش‌بینی خارج از نمونه که البته هدف نهایی نیز می‌باشد، از هر دو مدل برآورد شده در قسمت‌های قبلی استفاده نموده و احتمال وقوع رونق از فصل چهارم سال ۱۳۸۷ تا فصل چهارم ۱۳۹۲ تخمین زده شده است. در نمودارهای ۲ و ۳، R نشان‌دهنده داده‌های واقعی و RFL و RFP نشان‌دهنده پیش‌بینی‌های انجام شده به ترتیب توسط مدل‌های لوجیت و پروبیت می‌باشد.

---

1. In Sample Prediction
2. Out of Sample Prediction



نمودار ۲: پیش‌بینی برون نمونه‌ای مدل لوجیت



نمودار ۳: پیش‌بینی برون نمونه‌ای مدل پروبیت

جدول ۶: نتایج پیش‌بینی برون نمونه‌ای مدل لوجیت و پروبیت

مدل پروبیت	مدل لوجیت	مدل برآوردی / آماره‌های پیش‌بینی
۰.۳۳	۰.۳۳	Theil Inequality Cefficient
۰.۰۲۱	۰.۰۱۷	Bais Proportion
۰.۰۱۹	۰.۰۰۰۸	Variance Proportion

در این آزمون‌ها، ضریب نابرابری تیل[1] عموماً بین صفر و یک قرار دارد به طوری که عدد صفر نشان دهنده برازش کامل است. در نتیجه هرچه این ضریب کوچکتر باشد نشانه برازش مناسب‌تری خواهد بود. نتایج حاصل از هر دو پیش‌بینی انجام شده، اعداد بزرگی را گزارش نمی‌دهد. مقدار تورش و واریانس گزارش شده در این آزمون بیانگر این است که تا چه اندازه به ترتیب، میانگین و واریانس پیش‌بینی از میانگین و واریانس داده‌های واقعی فاصله دارد. هر چه این مقادیر کوچکتر باشد، پیش‌بینی بهتری داریم. نتایج حاصل از پیش‌بینی‌های صورت گرفته برای این دو مقدار اعداد بزرگی را گزارش نمی‌دهد. هر دو مدل پروبیت و لوجیت رکود اخیر را شناسایی نموده‌اند اگرچه زمان دقیق آن را به درستی تشخیص ندادند و با سه فصل تاخیر آن را تشخیص داده‌اند، اما مدل قادر بوده است به طور کلی روند نوسانات را تشخیص دهد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

سیکل‌های تجاری در هر کشور روند نوسانات تولیدات ملی را تبیین می‌کند که این نوسانات در عملکرد هر کشوری نقش مهمی را ایفا می‌نمایند. بررسی سیکل‌های تجاری از این جهت دارای اهمیت است که برنامه‌ریزی‌های اقتصادی بدون درک چگونگی نوسانات تولید ناخالص ملی و علت و ریشه این نوسانات چندان موثر به نظر نمی‌رسد. درباره علل پیدایش و مکانیزم سرایت سیکل‌های تجاری منازعات زیادی وجود دارد. همان‌گونه که قبلاً اشاره شد گروهی از اقتصاددانان بر این باورند که سیکل‌های تجاری به وسیله‌ی عواملی که در داخل خود سیستم اقتصادی وجود دارد، ایجاد می‌شود. در مقابل، گروهی دیگر بر این باورند که سیکل‌های تجاری تحت تاثیر عوامل برون‌زا به وجود می‌آیند. با توجه به عوامل موثر در پیدایش سیکل‌های تجاری، این نوسانات نه تنها دارای فرآیندهای درون‌زا می‌باشند بلکه از طریق اختلالات برون‌زا و خارجی نیز تحت تاثیر قرار می‌گیرند. از طرف دیگر اگر چه سیکل‌ها به طور عمده دارای اجزاء مشترکند ولی با هم مشابه نمی‌باشند لذا نمی‌توان آن‌ها را با یک عامل و با یک مکانیزم توجیه کرد. بنابراین یک تئوری واحد نمی‌تواند علت سیکل‌های تجاری را توضیح دهد. ما از میان این عوامل متغیرهای پیشرویی را در نظر گرفتیم که بتواند ما را در امر پیش‌بینی سیکل‌ها کمک کند. متغیرهای استفاده شده با توجه به مطالعات انجام شده در این حیطه در ایران عبارتند از درآمدهای نفتی، نرخ تورم، مخارج دولت، واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای و تعداد پروانه‌های

[1]. Theil

ساختمانی صادر شده. نتایج حاصل از این مقاله نشان می‌دهد، چنانچه درآمدهای نفتی افزایش یابد، احتمال وقوع رونق افزایش می‌یابد که این امر به نوبه خود با واقعیت اقتصاد ایران هماهنگی دارد. چنانچه تعداد جوازهای ساخت و ساز صادر شده از سوی شهرداری‌ها افزایش یابد، احتمال وقوع رونق در اقتصاد کاهش می‌یابد. چنانچه نرخ تورم افزایش یابد، احتمال وقوع رونق در اقتصاد افزایش می‌یابد و در نهایت، اگر میزان واردات افزایش یابد احتمال وقوع رونق افزایش می‌یابد. ارزیابی مدل‌هایی که در این مقاله استفاده شده است را می‌توان به ارزیابی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای تقسیم کرد. در ارزیابی درون نمونه‌ای، سری‌های زمانی پیش‌بینی شده توسط مدل با مشاهدات واقعی در دوره مشابه مقایسه می‌شود. نتایج نشان داد در کل نمونه مورد بررسی، ۳۱ مورد رونق و ۵۲ دوره رکود مشاهده می‌شود. از ۳۱ مورد رونق، مدل‌های لوجیت و پروبیت به ترتیب ۲۷ و ۲۹ مورد را به درستی پیش‌بینی می‌نمایند و از ۵۲ مورد رکود، ۴۶ و ۴۸ مورد را به درستی تشخیص می‌دهند. بنابراین هر دو مدل تخمین زده شده تقریباً ۹۷ درصد از دوره‌های رونق و ۹۶ درصد از دوره‌های رکود را به درستی پیش‌بینی می‌نمایند و در حالت کلی مدل‌ها ۹۵ درصد از دوره‌ها را صحیح پیش‌بینی می‌کنند.

بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان پیشنهاد داد که چنانچه در زمان رونق درآمدهای نفتی، درآمدهای ارزی ناشی از فروش نفت و منابع معدنی به صورت سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد و پیشرو اقتصاد همچون مسکن و ساخت و ساز تزریق شود می‌تواند احتمال بروز دوره‌های رونق را افزایش دهد. علاوه بر این، افزایش در مخارج دولت و به طور خاص مخارج عمرانی در زمان افزایش درآمدهای دولت از طریق گسترش زیرساخت‌ها منجر به رونق تولید در اقتصاد می‌شود.

منابع و ماخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. اسنودن، بی، اچ وین. و پی وینار کوویچ (۱۳۸۳). *راهنمای نوین اقتصاد کلان*. منصور خلیلی عراقی و علی سوری؛ تهران، انتشارات برادران.

۲. اندرس، والتر (۱۳۸۷). *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*. مهدی صادقی شاهدانی و سعید شوال پور؛ تهران، دانشگاه امام صادق.

۳. بانک مرکزی (۱۳۹۴). *گزارش‌های اقتصادی*، تهران، انتشارات بانک مرکزی.

۴. طیب‌نیا، علی. و قاسمی، فاطمه (۱۳۸۵). "نقش تکانه‌های نفتی در چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران". پژوهشنامه اقتصادی **۶**(۲۳): ۴۹-۲۳.

۵. گرجی، ابراهیم. و میر سپاسی، آرزو (۱۳۸۱). *بررسی تئوریک سیکل‌های تجاری و علل پیدایش آن در اقتصاد ایران*، تهران، شرکت چاپ و نشر بازرگانی وابسته به مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

۶. گرجی، ابراهیم. و مدنی، شیما (۱۳۸۴). *سیر تحول در تجزیه و تحلیل‌های تئوری‌های کلان اقتصاد*، تهران، شرکت چاپ و نشر بازرگانی وابسته به مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

۷. گرجی بندپی، ابراهیم. قوامی، مرجان. و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۳). "علل پیدایش سیکل‌های تجاری در ایران و راهکارهای برون رفت از آن". فصلنامه نظریه‌های نوین اقتصادی **۱**(۲): ۱۲۴-۹۹.

۸. مهرآسا، مهتاب (۱۳۹۲). *پیش‌بینی بروز سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از مدل‌های لاجیت و پروبیت*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

۹. هادیان، ابراهیم. و هاشم‌پور، محمدرضا (۱۳۸۲). "شناسایی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران **۵**(۱۵): ۱۲۰-۹۳.

۱۰. هژبر کیانی، کامبیز. و مرادی، علیرضا (۱۳۹۰). "تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف (۱۳۸۷:۲-۱۳۶۷:۱)". فصلنامه مدلسازی اقتصادی **۵**(۱۴): ۲۵-۱.

۱۱. هوشمند، محمود. فلاحی، محمدعلی. و توکلی قوچانی، سپیده (۱۳۸۷). "تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات". مجله دانش و توسعه **۱۵**(۲۲): ۵۵-۲۹.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Barro, R. J. (1997). "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States". American Economic Review **67**(4): 46-62.
2. Baxter, M. and King, R. G. (1999). "Measuring Business Cycles Approximating Band-Pass Filters for Economic Time Series". Review Economics and Statistics **44**(3): 89-103.
3. Christiano, L. J. and Fitzgerald, T. J. (2003). "The Band-Pass Filter". NBER Working Paper No. 7257.
4. Estrella, A. and Mishkin, F. (1998). "Predicting U.S: Recessions: Financial Variables as Leading Indicators". The Review of Economics and Statistics **80**(1): 45-61.
5. Kitchin, J. (1923). "Cycles and Trends in Economic Factor". Review of Economic Statistics **2**(5): 10-16.
6. Kydland, F. E. and Prescott, E. C. (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations". Econometrics **5**(18): 25-38.
7. Layton, Allan, P. and Katsuura M. (2001). "Comparison of Regime Switching, Probit and Logit Models in Dating and Forecasting US Business Cycles". International Journal of Forecasting **5**(17): 48-63.
8. Leamer, E. E. (2007). "Housing is the Business Cycle". Working Paper National Bureau of Economic Research 1-72.
9. Lucas, R. E. (1981). *Studies in Business Cycle Theory*, Oxford, Basil Blackwell.
10. Lucas, R. E. (1987). *Models of Business Cycles*, Oxford, Basil Blackwell.
11. Prescott, E. (1986). "Theory ahead of Business Cycle Measurement". Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review **10**(19): 48-69.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هجدهم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶

بررسی نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی

مهدی نجاتی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۱/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۱/۱۶

چکیده

یکی از راه‌های مناسب جهت پیمودن مسیر توسعه و رشد، استفاده از دانش فنی و توانایی‌های مالی کشورهای خارجی است. این امر می‌تواند از طریق ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تحقق یابد. استفاده از این ابزار نه تنها برای کشورهای در حال توسعه بلکه برای کشورهای توسعه‌یافته حیاتی به نظر می‌رسد. لذا در تحقیق حاضر با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه به بررسی اثرات ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به اقتصاد ایران در قالب چهار سناریو پرداخته شده است. سناریوی اول به صورت افزایش صد درصدی ورود سرمایه‌های خارجی همراه با افزایش ۵ درصدی بهره‌وری کل عوامل تولید و سناریوی دوم و چهارم ورود سرمایه‌های خارجی بدون تغییر بهره‌وری در بخش‌های مختلف اقتصادی است. افزایش صد درصدی سرمایه‌های خارجی همراه با کاهش ۵ درصدی بهره‌وری کل عوامل تولید در سناریوی سوم لحاظ شده است. نتایج سناریوی اول افزایش نسبتا بالای تولید، صادرات و واردات و کاهش قیمت‌ها در بخش‌های مختلف و ارتقای تولید ناخالص داخلی و رفاه و کاهش سطح عمومی قیمت‌ها را در سطح کلان نشان می‌دهد. در سناریوی دوم و چهارم، ورود سرمایه‌گذاری خارجی تغییر نسبتاً کم تولید، صادرات، واردات و قیمت‌ها در بخش‌های مختلف و همچنین واکنش ضعیف متغیرهای کلان اقتصادی را بهمراه دارد. نتایج سناریوی سوم حاکی از اثرات منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اقتصاد ایران است. درمجموع شواهد حاکی از این است که چنانچه ورود سرمایه‌های خارجی بهره‌وری را افزایش دهد، بهره‌مندی اقتصاد بیشتر خواهد بود.

واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اقتصاد ایران، بهره‌وری کل عوامل تولید، مدل تعادل عمومی.

Keywords: Foreign Direct Investment, Economy of Iran, Total Factor Productivity, Computational General Equilibrium.
JEL Classification: F23, D24, C68, F21.

[۱]. استادیار بخش اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان Mehdi.Nejati@gmail.com
DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.18.65

۱- مقدمه

در دنیای امروزی یکی از راه‌های مهم تامین مالی، جذب سرمایه‌های خارجی از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. این نوع سرمایه‌ها علاوه بر رفع نیازهای مالی در کشور میزبان به طور مستقیم افزایش سرمایه‌گذاری، تولید، اشتغال و صادرات و کاهش قیمت‌ها را در بر دارد. پیامدهای غیر مستقیم آن از طریق ارتقای دانش فنی، ایجاد رقابت بین بنگاه‌ها در کشور میزبان و در نهایت بهبود بهره‌وری در زنجیره فعالیت‌های اقتصادی ظاهر خواهد شد. دی ملو (۱۹۹۷)[1] بیان می‌کند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبد مرکبی از موجودی سرمایه، دانش فنی و تکنولوژی است و بنابراین اثرات آن روی رشد اقتصادی بسیار زیاد است. به علاوه معتقد است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق بهبود و افزایش سطح سرمایه انسانی در کشور میزبان، می‌تواند در رشد اقتصادی آن اثرگذار باشد. بر اساس گزارش سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[2] (a، ۲۰۰۲)، "سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سرریز تکنولوژی، کمک به ایجاد سرمایه انسانی، یکپارچگی در تجارت بین المللی، کمک به فضای رقابتی در محیط کسب و کار و بهبود توسعه بنگاه‌ها را بدنبال دارد". به طور کلی فواید ناشی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند به کشور دریافت کننده هم در سطح کلان (ملی) و هم در سطح خرد (بنگاه‌ها) موثر و مفید واقع شود. به همین دلیل تمامی کشورها اعم از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه به دنبال جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشند.

بنا به گزارشات موسسه آنکتاد[3]، ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه، به لحاظ پتانسیل جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رتبه ۵۴ تا ۵۵ را دارد اما به طور بالفعل دارای رتبه ۱۱۰ است. بنابراین جهت بهبود شاخص‌های اقتصادی باید در جذب سرمایه‌های خارجی کوشا باشد. یکی از دغدغه‌های مهم سیاست‌گذاران و دولت‌مردان اقتصادی کشور ایران جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. به همین دلیل در برنامه‌های توسعه مختلف و همچنین در گزارش‌های مجلس شورای اسلامی نسبت به این موضوع حساسیت خاصی وجود دارد.

به دلیل اهمیت جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و پیامدهایی که می‌تواند روی کل اقتصاد داشته باشد، در این تحقیق به بررسی اثرات آن در قالب چهار سناریو پرداخته شده است. در

---

1. De Mello (1997)
2. OECD
3. United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD)

سناریوی اول ورود سرمایه‌های خارجی همراه با افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید به میزان ۵ درصد در تمام بخش‌ها است و در سناریوی دوم و چهارم اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بدون تغییرات بهره‌وری مورد بررسی قرار می‌گیرد. تفاوت سناریوی دوم و چهارم در اندازه شوک سرمایه‌گذاری خارجی است. در سناریوی دوم شوک صد درصدی در تمام بخش‌ها اما در سناریوی چهارم میزان شوک برابر با میانگین افزایش موجودی سرمایه‌های خارجی در هر بخش طی دوره زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۰ است. افزایش صد درصدی سرمایه‌های خارجی همراه با کاهش ۵ درصدی بهره‌وری کل عوامل تولید در سناریوی سوم لحاظ شده است. برای این منظور ابتدا در بخش بعدی تحقیق مطالعات تجربی داخلی و خارجی ارائه می‌شود و سپس مبانی نظری و مدل تجربی که یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه است، مطرح می‌شود. درمرحله بعد نتایج تجربی مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت. در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی بیان گردیده است.

۲- مروری بر مطالعات تجربی

لاتوره (۲۰۱۶)[1] با استفاده از یک مدل تعادل عمومی برای کشور تانزانیا اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کاهش تعرفه را بر دستمزد کارگران مرد و زن بررسی نمود. نتایج حاکی از این است که با ورود سرمایه‌های خارجی به کشور تانزانیا در مجموع دستمزد حقیقی برای تمام کارگران افزایش می‌یابد. اما افزایش دستمزد برای کارگران مرد بیشتر از کارگران زن خواهد بود. لاتوره و نوبوهیرو (۲۰۱۶)[2] اثر کاهش ورود سرمایه‌های مستقیم ژاپن به چین را مورد ارزیابی قرار دادند. یافته‌های حاصل از مدل تعادل عمومی آن‌ها نشان داد که کاهش سرمایه‌ها از ژاپن منجر به کاهش رفاه اقتصادی، تولید ناخالص داخلی و دستمزدها در کشور چین می‌شود. شواهد تجربی موجود در مطالعه لاکاتوز و فوکوی (۲۰۱۴)[3] نیز اثرات مثبت ورود سرمایه‌گذاری مستقیم به کشور هند را مورد تائید قرار می‌دهد. لاتوره و دیگران (۲۰۰۹)[4]، باری (۲۰۰۹)[5]، لجور و دیگران (۲۰۰۸)[6]، آربنسر (۲۰۰۴)[7]، دی و هنسلا (۲۰۰۰)[1]، و پتری (۱۹۹۷)[2] از مطالعات خارجی دیگری هستند که

1. Latorre (2016)
2. Latorre and Nobuhiro (2016)
3. Lakatos and Fukui (2014)
4. Lattore et al (2009)
5. Barry (2009)
6. Lejour et al (2008)
7. Arbenser (2004)

که می‌توان در زمینه اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با رویکرد مدل تعادل عمومی قابل محاسبه نام برد.

مطالعات تجربی انجام شده داخلی در زمینه اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی روی عملکرد اقتصاد را می‌توان به دو گروه تقسیم نمود. گروه اول مطالعاتی که به روش اقتصادسنجی انجام شده‌اند. از این نوع می‌توان به مهدوی (۱۳۸۳)، نجار زاده و ملکی (۱۳۸۴)، هادی زنوز و کمالی دهکردی (۱۳۸۸)، مطیعی (۱۳۹۰)، شاه آبادی و دیگران (۱۳۹۱) و مرزبان و نجاتی (۱۳۹۱) اشاره نمود. نوع دوم مطالعات، به کمک روش‌های تعادل عمومی قابل محاسبه انجام شده است. کار تجربی مرزبان و نجاتی (۱۳۹۱) در این گروه محسوب می‌شود. تحقیق حاضر با مطالعه مذکور دو تفاوت عمده دارد. اولا در مطالعه مرزبان و نجاتی (۱۳۹۱) اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بخش صنعت روی اقتصاد ایران بررسی شده است. در حالی که در این تحقیق به جای بخش صنعت از کل جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی استفاده شده است. ثانیا در مطالعه حاضر تغییرات بهره‌وری به صورت برون‌زا لحاظ شده است.

۳- مبانی نظری

عبارت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، شامل دو دیدگاه مرتبط اما متفاوت است که به وسیله تئوری‌های متفاوت و بر مبنای دو شاخه اصلی علم اقتصاد توضیح داده می‌شود. دیدگاه اول مبنای مالیه بین‌الملل دارد که موضوع اقتصاد کلان است و دیدگاه دوم به تئوری سازمان‌های صنعتی مربوط شده که ماهیت خرد دارد. دیدگاه کلان، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به صورت جریان سرمایه در مرزهای بین‌المللی، یعنی از کشور مبدأ به کشور میزبان می‌داند که مقادیر آن در تراز پرداخت‌ها آورده می‌شود. دیدگاه خرد، سعی در بررسی پیامدهای وارده به اقتصاد کشورهای میزبان و مبدأ دارد (لیپسی، ۲۰۰۱)[3]. سرمایه‌گذاری مستقیم می‌تواند یکی از عوامل مهم در توسعه و رشد اقتصادی کشورهای مختلف به خصوص کشورهای در حال توسعه باشد. به همین دلیل در اکثر کشورها پدیده مذکور به عنوان یکی از عناصر اصلی استراتژی توسعه معرفی می‌شود و سیاست‌های اقتصادی طوری طراحی می‌شوند که جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم را موجب شوند. یکی از انگیزه‌های اصلی برای این کار انتقال تکنولوژی و به دنبال آن بهبود بهره‌وری

[1]. Dee and Hanslow (2000)
[2]. Petri (1997)
[3]. Lipsey (2001)

بنگاه‌های کشور میزبان توسط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است (پل فونتورا، ۲۰۰۶). تکنولوژی نه تنها مشتمل بر دانش یا روش‌های مورد نیاز برای انجام یا بهبود تولید فعلی و توزیع کالاها و خدمات است بلکه شامل تخصص‌های مدیریتی و کارآفرینی و دانش فنی و حرفه‌ای است (سانتیکارن، ۱۹۸۱)[1].

انتقال تکنولوژی توسط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از یک کشور به کشور دیگر می‌تواند اثرات مثبت بر بهره‌وری بنگاه‌های کشور واردکننده تکنولوژی داشته باشد به طوری که ممکن است تغییرات و رشد بهره‌وری متاثر از این قبیل سرریزهای بین المللی در بعضی مواقع بیشتر از اثر نوآوری‌های داخلی باشد (کو و هلپمن، ۱۹۹۵)[2]. در بازاری سرریز تکنولوژی اتفاق می‌افتد که یک طرف منافعی به صورت افزایش بهره‌وری حاصل از توسعه تکنولوژی از طرف دیگر دریافت کند در حالی که برای این انتقال تکنولوژی هیچ نوع هزینه‌ای دریافت و پرداخت نشود (مونن، ۱۹۹۴[3]). انتقال تکنولوژی و در نهایت تغییر در بهره‌وری بنگاه‌ها در کشور میزبان به اثر سرریز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی معروف است که کانال غیر مستقیم اثرگذاری سرمایه‌های خارجی بر کشور میزبان گفته می‌شود.

سرریز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق چند کانال صورت می‌گیرد. اولا بنگاه‌های کشور میزبان ممکن است بتوانند مزیت‌های تکنولوژیکی و مهارت‌های تولیدی و مدیریتی بنگاه‌های خارجی را به روش مهندسی معکوس تقلید نمایند (داس، ۱۹۸۷)[4]. ثانیا بنگاه‌های داخلی می‌توانند کارگرانی را که قبلا در شرکت‌های خارجی کار می‌کردند و دارای دانش بالا و تجربه تکنولوژی کافی بوده‌اند، بکار بگیرند (فسفوری و دیگران، ۲۰۰۱[5]، گلاس و ساگی، ۲۰۰۲[6]). ثالثا رقابت در بازار بین بنگاه‌های داخلی و خارجی موجب انگیزه برای بنگاه‌های داخلی شده تا از منابع موجود و تکنولوژی به طور کاراتر استفاده کرده یا تکنولوژی جدیدتر انتخاب نمایند (کرسپو و فنتورا، ۲۰۰۷a)[7]. علاوه بر اثرات مذکور، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند به طور مستقیم بر کشور کشور میزبان اثرات مثبتی از قبیل افزایش موجودی سرمایه، اشتغال، تولید، صادرات و کاهش قیمت کالاها داشته باشد. به اعتقاد جنکینز و توماس (۲۰۰۲) سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از

---

1. Santikarn (1981)
2. Coe and Helpman (1995)
3. Mohnen (1994)
4. Das (1987)
5. Fosfuri et al (2001)
6. Glass and Saggi (2002)
7. Crespo and Fontoura (2007a)

طریق فراهم نمودن سرمایه‌های خارجی و ازدحام ورود[1] سرمایه‌گذاری داخلی نقش مکمل برای سرمایه‌گذاری داخلی را خواهد داشت. این امر موجب ارتقای سرمایه‌گذاری کل و رشد اقتصادی خواهد شد. علاوه بر این می‌تواند موجب توسعه اقتصادی در کشور میزبان از طریق افزایش در ظرفیت تولیدی از کانال بهبود در سرمایه انسانی شود. بهبود در سرمایه انسانی احتمالا با آموزش‌های رسمی و غیر رسمی کارگران بومی در طی عملیات تولیدی بنگاه‌های خارجی اتفاق می‌افتد (لونگانی و رازین، ۲۰۰۱)[2]. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور میزبان می‌تواند به طور مستقیم از طریق ایجاد امکانات تولیدی جدید و همچنین با بازسازی و احیای بنگاه‌های فرسوده، اشتغال را افزایش داده و حفظ نماید (موسی، ۲۰۰۲)[3].

لازم به ذکر است که وجود شرکت‌های خارجی در کشور میزبان می‌تواند اثر منفی بر اقتصاد کشور میزبان داشته باشد. استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته توسط بنگاه‌های خارجی در کشور پذیرای سرمایه‌های خارجی موجب استفاده کمتر از نیروی کار می‌شود که خود افزایش بیکاری را در بر خواهد داشت (OECD, 2002). علاوه بر این کارگرانی که در بنگاه‌های خارجی آموزش و مهارت بالا کسب می‌نمایند، ممکن است به دلیل فقدان فعالیت‌های مربوط به تحقیق و توسعه کشور میزبان را ترک نمایند (ویساک و رولات، ۲۰۰۵)[4]. بنگاه‌های چندملیتی کارگران بهتر را با پیشنهاد دستمزد بالاتر از بنگاه‌های داخلی به سمت خود جذب می‌نمایند که از این طریق اثرات منفی روی تولید بنگاه‌های داخلی خواهد گذاشت (تیان، ۲۰۱۰)[5]. بنگاه‌های چندملیتی با پیشنهاد دستمزد بالاتر به نیروی کار داخلی و استخدام نیروی کار با سطح مهارت بالاتر موجب افزایش هزینه متوسط و کاهش تولید بنگاه‌های داخلی می‌شوند. این امر بهره‌وری و سهم فروش بنگاه‌های داخلی را کاهش می‌دهد (ایتکن و هاریسون، ۱۹۹۹)[6].

۴- لایه‌های تکنولوژی تولید در مدل GTAP[7]

تحرک سرمایه‌های بین‌المللی پدیده‌ای بین منطقه‌ای است و نشانگر انتقال سرمایه‌ها بین مناطق مختلف است، یافتن مدل‌هایی که بتواند اثر این تحرکات بین منطقه‌ای را با جزئیات بیشتری نشان

---

1. Crowding-in
2. Loungani and Razin (2001)
3. Moosa (2002)
4. Vissak and Roolaht (2005)
5. Tian (2010)
6. Aitken and Harrison (1999)
7. برای مطالعه بیشتر در مورد مدل GTAP(Global Trade Analysis Project) به هرتل(۱۹۹۷) مراجعه شود.

دهد، امری مفید و ضروری خواهد بود. برای این منظور از مدل چند عاملی، چند بخشی و چند منطقه‌ای "پروژه تحلیل تجارت جهانی" که توسط توماس هرتل (۱۹۹۷)[1] ارائه شده است، استفاده می‌نمائیم.

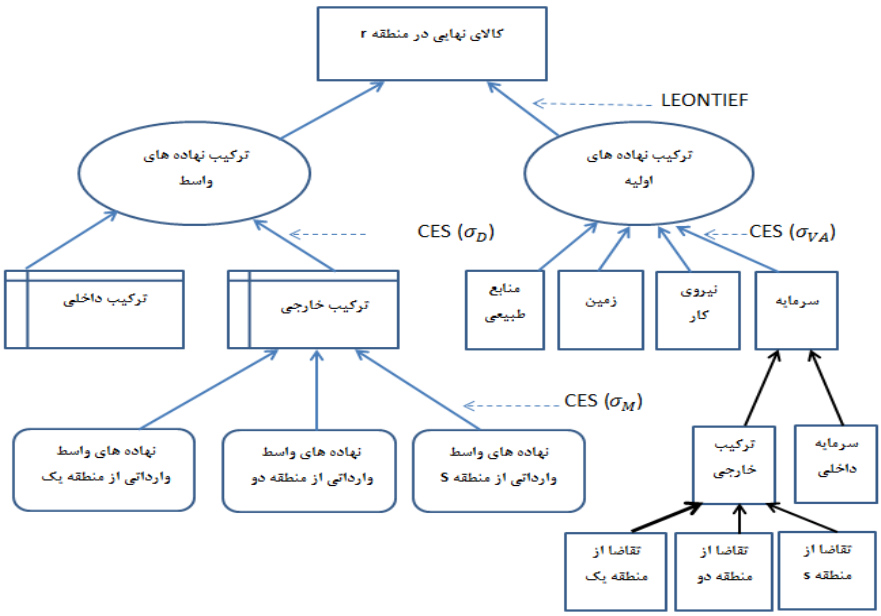
با توجه به این‌که هدف اصلی در تحقیق حاضر بررسی اثرات سرمایه‌گذاری خارجی بر اقتصاد ایران است و این اثرات ابتدا از طریق تغییر در رفتار بنگاه‌ها ظاهر می‌شود، نیاز است که تکنولوژی بنگاه با جزئیات بیشتری مورد بررسی قرارگیرد. تغییر در رفتار بنگاه‌ها از کانال افزایش موجودی سرمایه و بهبود در بهره‌وری کل عوامل تولید صورت خواهد گرفت. ابتدا ساختار تکنولوژی بنگاه‌ها در مدل "پروژه تحلیل تجارت جهانی" معرفی می‌شود.

قسمت فوقانی آشیانه تولید، در چارچوب یک تابع تولید لئونتیف تقاضای بهینه برای ترکیب کالاهای واسط و عوامل اولیه تولید مشخص می‌شود. در لایه بعدی ترکیب بهینه کالاهای واسط داخلی و همچنین کالاهای واسط مرکب خارجی با استفاده از یک تابع با کشش جایگزینی ثابت[2] σ_D استخراج می‌شود. بر اساس فرض آرمینگتون (۱۹۶۹)[3] ممکن است یک کشور به طور همزمان همزمان صادرکننده و واردکننده یک کالای خاص باشد، بنابراین برای دقیق‌تر شدن فرآیند مدل‌سازی تعادل عمومی نیاز به فروض خاصی در مورد میزان جایگزینی انواع کالاهای وارداتی در یک کشور است. آرمینگتون با مطرح نمودن این فرض که کالاها در بین کشورهای مختلف همگن نیستند و می‌توانند جانشین یکدیگر باشند، مساله مذکور را حل نمود. به عنوان مثال خودروهای وارداتی ایران از آلمان نمی‌توانند همگن و مشابه خودروهای وارد شده از فرانسه باشند بلکه تقاضاکننده این دو کالا را به عنوان جانشین یکدیگر تلقی می‌کند. با این وجود باید در تابع تقاضای کالاهای وارداتی کشش جایگزینی برای کالاهای مختلف در نظر گرفته شود. مزیت اصلی فرض آرمینگتون این است که تخصصی شدن کامل[4] در ساخت یک کالا توسط هر کشور غیر ممکن می‌شود. در لایه زیرین (سمت چپ درخت تکنولوژی)، بنگاه با استفاده از یک تابع با کشش جایگزینی ثابت با پارامتر کشش σ_M، ترکیب بهینه یا مقدار تقاضای بهینه کالاهای واسط خارجی را انتخاب می‌نماید.

---

1. Hertel (1997)
2. Constant Elasticity of Substitution
3. Armington (1969)
4. Complete Specialization

فرآیند تقاضا برای عوامل تولید در سمت راست درخت تکنولوژی نشان داده شده است. ترکیب بهینه تقاضا برای نهاده‌های مختلف توسط یک تابع ارزش افزوده با کشش جایگزینی ثابت[1] انجام می‌شود. کشش جایگزینی بین عوامل تولید مختلف ثابت بوده و برابر با σ_{VA} است. به این صورت که در مرحله اول بنگاه‌ها در هر بخش می‌توانند هم سرمایه‌های داخلی و هم سرمایه‌های خارجی تقاضا نمایند. در مرحله بعد تقاضا برای سرمایه‌های خارجی می‌تواند از مناطق مختلف صورت گیرد. استخراج توابع تقاضا برای سرمایه در هر کدام از مراحل نامبرده توسط یک تابع با کشش جایگزینی ثابت انجام می‌شود. لازم به ذکر است که لایه‌های جدید در عامل سرمایه (لایه‌هایی که با خطوط تیره‌تر نشان داده است) در مدل استاندارد GTAP لحاظ نشده که در مقاله مرزبان و نجاتی (۱۳۹۱) جهت نمایش تقاضا برای سرمایه‌های خارجی، گنجانده شده است.



منبع: هرتل (۱۹۹۷)

شکل ۱: ساختار تکنولوژی بنگاه در مدل "پروژه تحلیل تجارت جهانی"

جهت نمایش شوک صد درصدی ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به ایران ابتدا فرآیندی برای تخصیص سرمایه تعریف می‌شود. تصمیم برای سرمایه‌گذاری در هر منطقه در یک چارچوب بهینه‌سازی شکل می‌گیرد که سرمایه به فعالیت‌ها یا مناطقی تخصیص می‌یابد که دارای بالاترین

[1]. Constant Elasticity of Substitution

بازدهی باشند. در مرحله نخست در هر منطقه موجودی سرمایه بر اساس نرخ بازدهی بین بخش‌های مختلف توزیع می‌شود. در مرحله دوم، منطقه مبدأ سرمایه هر بخش را در بازار داخلی و ترکیبی از بازارهای خارجی تخصیص می‌دهد که این توزیع سرمایه بر اساس بازدهی نسبی سرمایه در بازار داخلی و خارجی صورت می‌گیرد. در مرحله سوم سرمایه‌گذار در منطقه مبدأ سرمایه خود را در بین مناطق مقصد بر اساس نرخ بازدهی نسبی هر منطقه توزیع می‌نماید. فرآیند تخصیص سرمایه در هر مرحله توسط یک تابع تبدیل با کشش ثابت صورت می‌گیرد. در این تحقیق شوک سرمایه‌گذاری مستقیم در تابع عرضه یا تخصیص مرحله سوم داده شده است که تابع تخصیص به صورت رابطه ۱ می‌باشد:[1]

$$K_{i,s,f} = \left(\sum_r \alpha_{i,s,r} K_{i,s,r}^{\frac{\omega_f+1}{\omega_f}} \right)^{\frac{\omega_f}{\omega_f+1}} \qquad (۱)$$

$K_{i,s,r}$ سرمایه عرضه شده از منطقه s به منطقه r در بخش iام، $\alpha_{i,s,r}$ پارامتر ترجیحات سرمایه‌گذار در منطقه s جهت سرمایه‌گذاری در منطقه rام، $K_{i,s,f}$ ترکیب موجودی سرمایه تخصیص یافته منطقه s به سایر مناطق f و ω_f کشش تبدیل بین مناطق مختلف در تابع تخصیص سرمایه‌ها است. لازم به ذکر است که شوک سرمایه‌های خارجی در تابع عرضه سرمایه‌های خارجی، $K_{i,s,r}$ لحاظ گردیده است.

همان‌طور که قبلا بیان شد، ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نه تنها موجودی سرمایه بنگاه‌ها را متاثر نموده بلکه بهره‌وری کل عوامل تولید را در تابع ارزش افزوده بنگاه‌ها تغییر خواهد داد. لذا برای نشان دادن تغییرات بهره‌وری ضریب ثابت تکنولوژی در تابع ارزش افزوده، $AVA_{j,r}$، برون‌زا در نظرگرفته شد و سپس شوکی به اندازه ۵ درصد به آن داده شده است که تابع ارزش افزوده به صورت رابطه ۲ است.

$$VA_{j,r} = AVA_{j,r} \left(\sum_{i=1}^{L} \delta_i \left(QFE_{i,j,r} \right)^{-\rho_{VA}} \right)^{-\frac{1}{\rho_{VA}}} \qquad (۲)$$

[1]. جهت مشاهده جزئیات بیشتر در مورد توابع عرضه و تقاضای سرمایه‌های خارجی به نجاتی و مرزبان (۱۳۹۱) مراجعه شود. لازم به ذکر است که کشش‌های تبدیل در توابع تبدیل (سمت عرضه سرمایه‌گذاری) و کشش‌های جایگزینی در طرف تقاضای سرمایه‌گذاری از مطالعه Lejour et al (2008) استخراج گردیده است.

$AVA_{j,r}$ نشانگر ضریب تکنولوژی خنثی هیکسی[۱] یا بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش jام در منطقه r، $VA_{j,r}$ ارزش افزوده بخش jام در منطقه r، $QFE_{i,j,r}$ نهاده iام در بخش jام در منطقه r، δ_i[۲]ها پارامتر توزیع[۳] که $\sum_i \delta_i = 1$ و ρ_{VA} پارامتر جایگزینی است.

۵- نتایج تجربی تحقیق

فرض اساسی در تحقیق حاضر این است که اقتصاد ایران یک اقتصاد باز و کوچک است. به این معنی که می‌توان هرچه را بخواهیم در بازار خارجی با قیمت‌های ثابت جهانی به فروش برسانیم. بر اساس این فرض، هم تقاضای ما برای واردات و هم تقاضای خارجی‌ها برای صادرات ما دارای کشش‌های بی‌نهایت خواهد بود. و ما نه می‌توانیم بر قیمت‌های جهانی کالاهای وارداتی اثر بگذاریم و نه بر قیمت‌های جهانی صادرات به دنیای خارج. هرچه بخواهیم می‌توانیم واردات و صادرات داشته باشیم بدون آن‌که بر قیمت این کالاها تاثیر بگذاریم. به لحاظ مدل‌سازی فرض اقتصاد باز و کوچک با برون‌زا در نظر گرفتن قیمت‌های جهانی صادرات و واردات میسر می‌شود. به عبارت دیگر باید کشش عرضه صادرات و تقاضای واردات بینهایت باشد. سناریوهای تحقیق حاضر با استفاده از نسخه شماره ۸ پایگاه داده‌های GTAP اجرا شده است[۴].

۵-۱- سناریوی اول

در این سناریو فرض بر این است که همراه با ورود سرمایه‌های خارجی بهره‌وری کل عوامل تولید افزایش خواهد یافت. بنابراین سناریویی که مورد بررسی قرار گرفته است، افزایش صد درصدی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با تغییر مثبت ۵ درصدی بهره‌وری کل عوامل تولید است. تجزیه و تحلیل این سناریو مشتمل بر دو بخش است. قسمت اول ارزیابی اثرات بین بخشی و قسمت دوم واکنش متغیرهای کلان اقتصادی در اثر اجرای سناریوی مذکور است. انتظار بر این است که ورود

---

[1]. Hicks- Neutral Technological Progress

[۲]. ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی AVA یا به عبارت دیگر بهره‌وری کل عوامل تولید را تحت تاثیر قرار می‌دهد. می‌دهد.

[3]. Distribution Parameters

[۴]. نسخه مذکور بر اساس جداول ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۲۰۰۷ برای ۱۱۳ منطقه جهان از جمله ایران تنظیم شده است.

سرمایه‌های خارجی موجب افزایش موجودی سرمایه و ارتقاء ظرفیت تولیدی می‌شود و همچنین ارتقاء بهره‌وری کل عوامل تولید بهبود بازدهی عوامل را در بر دارد. این دو اثر به طور همزمان تولید همه بخش‌ها را افزایش خواهد داد. ورود سرمایه‌های خارجی تحرک نزولی قیمت‌ها را نیز موجب شده است که می‌تواند ناشی از چند دلیل باشد. اولا ورود سرمایه‌ها از خارج موجب افزایش موجودی سرمایه شده که خود کاهش قیمت سرمایه و به دنبال آن نزول هزینه تولید را در بر دارد. ثانیا افزایش ظرفیت تولیدی ناشی از تجمع سرمایه‌ها انبساط عرضه محصولات را در پی دارد که سبب کاهش قیمت محصول می‌شود. ثالثا افزایش بهره‌وری عوامل تولید اثر مضاعف بر تولید داشته که شدت افزایش عرضه را بیشتر می‌نماید. سه عامل مذکور موجب کاهش قیمت محصولات در بخش‌های اقتصادی می‌شوند (جدول ۱). شواهد نشان می‌دهد که صادرات بخش‌های مختلف با ارزان‌تر شدن کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی (کاهش قیمت‌ها) و بهبود تولید، افزایش داشته است. واردات نیز با افزایش تولید، افزایش یافته است. تولید بیشتر نیاز به کالاهای واسط و سرمایه‌ای بیشتر دارد که باید قسمتی از این کالاها از خارج تامین شود. با این وجود ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی واردات بخش‌های مختلف را تشدید می‌نماید (جدول ۱). معمولا انتظار بر این است که با کاهش قیمت‌ها واردات کاهش پیدا کند اما به دلیل واکنش بیشتر تولید نسبت به قیمت‌ها واردات واکنش مثبت نشان داده است.

ورود سرمایه‌های خارجی به بخش‌های مختلف دو اثر بر قید بودجه خانوار می‌گذارد. اولا از طریق افزایش تولید در اقتصاد، موجب بهبود در درآمد خانوار می‌شود (جدول ۲). ثانیا کاهش در قیمت‌های نسبی را به دنبال دارد که در تصمیم خانوار برای خرید کالاها و خدمات اثرگذار خواهد بود. شواهد موجود در جدول ۱ بیانگر این موضوع است. افزایش تولید و کاهش قیمت در بخش خدمات نسبت به سایر بخش‌ها شدیدتر است بنابراین افزایش تقاضای خانوار برای تولیدات این بخش بیشتر خواهد بود (افزایش ۹/۸ درصدی).

جدول ۱: واکنش بخش‌های مختلف اقتصاد به افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید

درصد تغییر	تولید	قیمت‌ها	صادرات	واردات	تقاضای خانوار
کشاورزی	۷/۲۲	-۰/۶۷	۲/۸۸	۵/۹۶	۵/۴
نفت و گاز	۷/۳۵	-۰/۸۲	۵/۹۸	۶/۲۲	۸/۷
صنعت	۹/۶۳	-۰/۹۸	۶/۳۸	۶/۶۷	۸/۳
خدمات	۹/۷۴	-۱/۲۲	۴	۷/۷۶	۹/۸

منبع: محاسبات تحقیق

ورود سرمایه‌های خارجی در سطح کلان نیز موجب افزایش تولید ناخالص داخلی به میزان ۸/۶۶ درصد شده است. ارتقاء تولید و عرضه در مرحله بعد نزول قیمت‌ها را در بر خواهد داشت (۰/۹۴- درصد). افزایش تولید و کاهش سطح عمومی قیمت‌ها وضعیت رقابت‌پذیری را بهبود می‌بخشد که در مجموع موجب افزایش صادرات می‌شود (۵/۸۹ درصد). همچنین افزایش واردات (۶/۶۸ درصد) نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت خارجی مکمل یکدیگر می‌باشند (جدول ۲).

تغییر در رفاه خانوار منطقه‌ای توسط شاخص تغییرات معادل در مدل GTAP محاسبه می‌شود. با مشاهده مقادیر این شاخص می‌توان گفت که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افزایش رفاه را سبب می‌شود. لازم به ذکر است که تحولات شاخص تغییرات معادل هم‌جهت با تحولات درآمد حقیقی خانوار است. چه بسا اعمال یک سیاست موجب کاهش مصرف خصوصی در کوتاه‌مدت و ترقی آن در بلندمدت یا بالعکس شود. اعمال یک سیاست در کوتاه‌مدت موجب افزایش مصرف شده بنابراین ممکن است سرمایه‌گذاری را در کوتاه‌مدت کاهش دهد. با این وجود در بلندمدت مصرف کاهش خواهد یافت. بنابراین استفاده از شاخص مصرف خصوصی معیار مناسبی برای اندازه‌گیری رفاه نیست (مجاور حسینی، ۱۳۸۱). ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از یک طرف موجب کاهش بازدهی حقیقی سرمایه شده و از طرف دیگر افزایش بهره‌وری عوامل تولید بهبود بازدهی حقیقی سرمایه را در بر دارد که در مجموع قیمت حقیقی سرمایه نرخ رشد مثبتی داشته است. دستمزد حقیقی نیروی کار نیز به دلیل افزایش بهره‌وری و افزایش تقاضا برای نیروی کار در پی ورود سرمایه‌های خارجی، افزایش شدیدی را تجربه نموده است (۶/۱۷ درصد) که نسبت به تغییر بازدهی سرمایه صعود بیشتری داشته است.

جدول ۲: واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بهبود بهره وری کل عوامل تولید

واردات کل	صادرات کل	تولید ناخالص داخلی	شاخص قیمت مصرف‌کننده	شاخص EV (هزار دلار)	بازدهی حقیقی سرمایه	دستمزد حقیقی نیروی کار
۶/۶۸	۵/۸۹	۸/۶۶	۰/۹۴-	۱۳۸۸۸/۲	۲/۴۴	۶/۱۷

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۲- سناریوی دوم

چنان‌چه ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عدم تغییر در بهره‌وری کل عوامل تولید را به همراه داشته باشد، اثر آن بر اقتصاد ضعیف‌تر خواهد بود. بر اساس نتایج به دست آمده در سناریوی دوم، تولید، صادرات و واردات در بخش‌های مختلف نسبت به سناریوی اول واکنش ضعیف‌تری نشان داده‌اند. علاوه بر این، قیمت کالاها و خدمات در بخش‌های اقتصادی افزایش داشته است. بهبود تولید موجب ارتقای صادرات شده است. افزایش قیمت‌ها و جهش مثبت درآمد حقیقی خانوار (۲/۲ درصد) از یک طرف و بهبود تولید و به دنبال آن افزایش تقاضا برای کالاهای واسط از طرف دیگر، اثر مثبت بر واردات بخش‌های مختلف داشته است (جدول ۳).

جدول ۳: واکنش بخش‌های مختلف اقتصاد به افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

درصد تغییر	تولید	قیمت‌ها	صادرات	واردات	تقاضای خانوار
کشاورزی	۱/۲	۰/۲۳	۰/۹۷	۱/۸۲	۱/۳
نفت و گاز	۰/۸۳	۰/۰۶	۰/۴۵	۱/۲۴	۲/۳
صنعت	۱/۴۷	۰/۱۱	۰/۷۴	۲/۰۷	۱/۹
خدمات	۲/۰۷	۰/۵	۱/۵۷	۳/۰۸	۲/۵

منبع: محاسبات تحقیق

در سطح کلان، بازدهی حقیقی سرمایه با افزایش عرضه سرمایه کاهش یافته است. این در حالی است که بهبود تقاضا برای نیروی کار، افزایش دستمزد حقیقی (۲/۱۷ درصد) نیروی کار را به دنبال دارد. رفاه خانوار (شاخص EV)، درآمد حقیقی خانوار، تولید ناخالص داخلی، صادرات کل و واردات کل نیز افزایش داشته‌اند.

با مقایسه سناریوی اول و دوم می‌توان گفت که چنان‌چه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای کشور میزبان دانش فنی و ارتقای تکنولوژی را به همراه داشته باشد، اثرات بهتر و مفیدتری را برای کشور میزبان به ارمغان خواهد آورد.

جدول ۴: واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

واردات کل	صادرات کل	تولید ناخالص داخلی	شاخص قیمت مصرف‌کننده	شاخص EV (هزار دلار)	بازدهی حقیقی سرمایه	دستمزد حقیقی نیروی کار	درآمد حقیقی خانوار
۲/۱	۰/۵۶	۱/۵۵	۰/۲۷	۳۱۵۹/۲	-۰/۵	۲/۱۷	۲/۲

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۳- سناریوی سوم

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند علاوه بر اثرات مثبت، اثرات منفی بر اقتصاد بر جای گذارد. از این رو، در قالب یک سناریوی جدید، ورود سرمایه‌های خارجی همراه با کاهش ۵ درصدی بهره‌وری کل عوامل تولید در مدل لحاظ شده است. نتایج نشان می‌دهد که تولید، صادرات و واردات تمام بخش‌ها کاهش یافته و قیمت بخش‌های مختلف افزایش یافته است (جدول ۵).

جدول ۵: واکنش بخش‌های مختلف اقتصاد به افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

درصد تغییر	تولید	قیمت‌ها	صادرات	واردات	تقاضای خانوار
کشاورزی	-۴/۷۴	۱/۱۵	-۴/۶۸	-۲/۴۳	-۳/۱۱
نفت و گاز	-۵/۶۵	۰/۷۵	-۵/۱۸	-۳/۶۶	-۶/۶۲
صنعت	-۶/۴۳	۱/۲۳	-۷/۴۴	-۲/۷۲	-۵/۳
خدمات	-۵/۴۷	۲/۲۲	-۶/۷۴	-۱/۸۹	-۶/۲۴

منبع: محاسبات تحقیق

واکنش متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل تولید ناخالص داخلی، واردات، صادرات، رفاه و درآمد نسبت به ورود سرمایه‌های خارجی و کاهش بهره‌وری، منفی است. علاوه بر این، پرداختی به عوامل تولید نیز کاهش یافته است (جدول ۶).

جدول ۶: واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

واردات کل	صادرات کل	تولید ناخالص داخلی	شاخص قیمت مصرف‌کننده	شاخص EV (هزار دلار)	بازدهی حقیقی سرمایه	دستمزد حقیقی نیروی کار	درآمد حقیقی خانوار
-۲/۶۸	-۵/۶۹	-۵/۴۷	۱/۵	-۷۴۳۶/۸	-۳/۵	-۴/۴	-۵/۱۶

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۴- سناریوی چهارم

متوسط نرخ رشد موجودی سرمایه‌های خارجی بین سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۰ در بخش‌های مختلف اقتصادی ایران از قبیل بخش کشاورزی، نفت و گاز، صنعت و خدمات به ترتیب برابر با ۶، ۵۱، ۱۸ و ۴۲ درصد بوده است[1]. در این سناریو شوک مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در هر بخش بر

[1]. اطلاعات و داده‌های مورد نیاز برای محاسبه موجودی سرمایه‌های خارجی در هر بخش از سازمان سرمایه‌گذاری و کمک‌های فنی و اقتصادی ایران اخذ شده است.

اساس شواهد مذکور اعمال خواهد شد. به عنوان مثال میزان شوک سرمایه‌گذاری خارجی در بخش نفت و گاز ۵۱ درصد و در بخش صنعت ۱۸ درصد است. شواهد حکایت از واکنش نسبتاً پایین متغیرها در بخش‌های مختلف اقتصادی دارد (جدول ۷).

جدول ۷: واکنش بخش‌های مختلف اقتصاد به افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

درصد تغییر	تولید	قیمت‌ها	صادرات	واردات	تقاضای خانوار
کشاورزی	۰/۲۵۰	۰/۳۲۸	۰/۳۶۴	۰/۴۴۸	۰/۳۷۵
نفت و گاز	۰/۴۸۱	-۰/۰۶۸	۰/۴۹۱	۰/۱۹۴	۰/۹۸۳
صنعت	۰/۴۵۱	۰/۰۷۶	۰/۵۰۱	۰/۷۸۶	۰/۶۴۲
خدمات	۰/۷۸۰	۰/۰۵۲	۰/۱۶۶	۰/۹۲۷	۰/۹۴۸

منبع: محاسبات تحقیق

در سطح کلان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی موجب بهبود تولید ناخالص داخلی، رفاه اقتصادی و افزایش دستمزد حقیقی نیروی کار شده است. بازدهی حقیقی سرمایه نیز به دلیل افزایش حجم سرمایه کاهش یافته است (جدول ۸).

جدول ۸: واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

تولید ناخالص داخلی	شاخص قیمت مصرف‌کننده	شاخص EV (هزار دلار)	بازدهی حقیقی سرمایه	دستمزد حقیقی نیروی کار	درآمد حقیقی خانوار
۰/۶۱۰	۰/۰۷۹	۱۱۷۴/۷۰۷	-۰/۲۷۵	۰/۵۸۴	۰/۷۸۶

منبع: محاسبات تحقیق

۶- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

بکارگیری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، مزایای زیادی برای کشور میزبان، از جمله ارتقاء فناوری، توسعه مهارت و مدیریت توسعه بازارهای صادراتی، افزایش استاندارد تولیدات داخلی، درآمدهای ارزی، ایجاد شغل و درآمد، بهبود تولید ناخالص داخلی، مهار تورم، افزایش صادرات و رفاه اقتصادی دارد. در این تحقیق سعی شده است اثرات یاد شده در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی مورد بررسی قرار گیرد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اگر ورود سرمایه‌های خارجی همراه با اثرات سرریز مانند بهبود در بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی باشد، شاخص‌های کلان اقتصادی از جمله تولید، قیمت‌ها، رفاه، صادرات و دریافتی عوامل تولید از جمله نیروی کار و سرمایه بهبود پیدا می‌کنند. همچنین تولید بخش‌های مختلف و صادرات آن‌ها افزایش می‌یابد. قیمت‌ها نیز در تمام بخش‌ها روند کاهشی خواهند

داشت. بر اساس نتایج به دست آمده پیشنهاد می‌شود که باید در جهت جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کوشا بود تا بتوان از مزیت‌های آن استفاده نمود. نه تنها کمیت سرمایه‌های خارجی بلکه کیفیت جذب آن‌ها در راستای ارتقاء توان فنی و تکنولوژیکی بنگاه‌های داخلی نیز مهم باشد تا بهبود بهره‌وری را در بر داشته باشد. چون بهبود بهره‌وری عوامل تولید اثرات مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را در اقتصاد تشدید می‌نماید.

منابع و ماخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. امین رشتی، نارسیس. و معرفتی، رقیه (۱۳۹۱). "اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر عملکرد زیست‌محیطی در کشورهای منتخب". مجله علوم اقتصادی **٦**(۲۱): ۲۰۵-۱۸۳.

۲. شاه آبادی، ابوالفضل. ولی نیا، سید آرش. و انصاری، زهرا (۱۳۹۱). "تاثیر سرریز فناوری ناشی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر عملکرد بخش صنعت". نشریه رشد فناوری **۹**(۳۳): ۲۵-۱۳.

۳. مرزبان، حسین. و نجاتی، مهدی (۱۳۹۱). "اثر سرریز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نقش قابلیت جذب بنگاه‌های داخلی در بخش صنعت: مورد ایران (۱۳۸۶-۱۳۷۶)". تحقیقات اقتصادی **٤٧**(۴): ۲۱۹-۲۰۱.

۴. مرزبان، حسین. و نجاتی، مهدی (۱۳۹۱). "ارزیابی اثر ناشی از سرریز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بخش صنعت، بر اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی". مطالعات اقتصادی کاربردی **۱**(۴): ۱۸۰-۱۵۱.

۵. مطیعی، محسن (۱۳۹۰). "تاثیر سرریزهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) بر نوآوری در کشورهای در حال توسعه". پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **۱**(۲): ۶۹-۴۱.

۶. مهدوی، ابوالقاسم (۱۳۸۳). "تحلیلی بر نقش سرمایه‌گذاری خارجی در رشد اقتصادی". مجله تحقیقات اقتصادی **۳۹**(۳): ۲۰۸-۱۸۱.

۷. نجارزاده، رضا. و ملکی، مهران (۱۳۸۴). "بررسی تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با تاکید بر کشورهای صادرکننده نفت". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران **۷**(۲۳): ۱۴۷-۱۶۳.

۸. هادی زنوز، بهروز. و کمالی دهکردی، پروانه (۱۳۸۸). "اثر FDI بر رشد اقتصادی کشورهای میزبان منتخب". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران **۱۳**(۳۹): ۱۳۶-۱۱۳.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Aitken, B. J. and Harrison, A. E. (1999). "Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela". American Economic Review 89: 605–618.
2. Arbenser, Lawrence (2008). "A General Equilibrium Analysis of the Impact of Inward FDI on Ghana: The Role of Complementary Policies". Working Papers Series Humboldt University Berlin, Institute for Agricultural Economics and Social Sciences, No. 69.

3. Armington, P. S. (1969). "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place ofProduction". International Monetary Fund Staff Papers IMF, Washington DC.
4. Barry, Michael. P. (2009). "Foreign Direct Investments in Central Asian Energy: A CGE Model". Eurasian Journal of Business and Economics 2: 35-54.
5. Coe, D. & Helpman, E. (1995). "International R&D Spillovers". European Economic Review 39: 859–887.
6. Crespo, N. & Fontoura, M. (2007a). "Determinant Factors of FDI Spillovers – What Do We Really Know?". World Development **35**(3): 410-425.
7. Das, S. (1987). "Externalities and Technology Transfer through Multinational Corporations: A Theoretical Analysis". Journal of International Economics 22: 171-182.
8. Dee, P. & Hanslow, K. (2000). "Multilateral Liberalisation of Services Trade". Staff Research Paper Productivity Commission, Canberra.
9. Fosfuri, A. Motta, M. & Ronde, T. (2001). "Foreign Direct Investment and Spillovers through Workers' Mobility". Journal of International Economics **53**(1): 205-222.
10. Glass, A. & Saggi, K. (2002). "Multinational Firms and Technology Transfer". Scandinavian Journal of Economics **104**(4): 495-513.
11. Hertel, T. W. (1997). *Global Trade Analysis: Modeling and Applications*, Cambridge, MA, Cambridge University Press.
12. Jenkins, C. & Thomas, L. (2002). "Foreign Direct Investment in Southern Africa: Determinants, Characteristics and Implications for Economic Growth and Poverty Alleviation". Globalization and Poverty Project. University of Oxford.
13. Lakatos, C. & Fukui, T. (2014). "The Liberalization of Retail Services in India". World Development 59: 327-340.
14. Lattorre, M. C., Bajo-Rubio, O. & Gomez-Plana, A. G. (2009). "The Effects of Multinationals on Host Economies: A CGE Approach". Economic Modeling 26: 851-864.
15. Latorre, C. M. & Hosoe, N. (2016). "The Role of Japanese FDI in China". Journal of Policy Modeling in press.
16. Latorre, C. Maria (2016). "A CGE Analysis of the Impact of Foreign Direct Investment and Tariff Reform on Female and Male Workers in Tanzania". World Development 77: 346-366.
17. Lejour, A. Rojas-Romagosa, H. & Verweij, G. (2008). "Opening Services Markets within Europe: Modeling Foreign Establishments in a CGE Framework". Economic Modeling 25: 1022-1039.
18. Lipsey, Robert. E. (2001). "Foreign Direct Investors in Three Financial Crises". NBER Working No. 8084.

19. Loungani, P. & Razin, A. (2001). "How Beneficial is Foreign Direct Investment for Developing Countries?". Finance and Development **38**(2): 230-237.
20. Moosa, I. A. (2002). *Foreign Direct Investment: Theory, Evidence and Practice*, UK, Palgrave Macmillan.
21. OECD (2002). *Foreign direct investment for development: Maximizing Benefits, Minimizing Costs*, Paris, OECD Publications.
22. Petri, P.A. (1997). "Foreign Direct Investment in a Computable General Equilibrium Framework". Paper Presented at the Conference Making APEC work: Economic challenges and policy alternatives. Keio University, Tokyo.
23. Santikarn, M. (1981). *Technologyy Transfer*, Singapore University Press.
24. Mohnen, P. (1994). "The Econometric Approach to R&D Externalities". Cahiers Derecherche du Departement Des Sciences Economiques De l'UQAM, No. 9408.
25. Tian, X. (2010). "Managing FDI Technology Spillovers: A Challenge to TNCs in Emerging Markets". Journal of World Business 45: 276–284.
26. Vissak, T. & Roolaht, T. (2005). "The Negative Impact of Foreign Direct Investment on the Estonian Economy". Problems of Economic Transition **48**(2): 43–66.

پیوست

ساختار ریاضی مدل GTAP

خلاصه نماها یا اندیس‌های بکار رفته در معادلات:
r- منطقه، s- منطقه (مقصد)، n- تمام کالاها و عوامل می‌باشند، d- کالاهای تقاضا شده (در این مدل کالاهای تقاضا شده عوامل اولیه تولید و کالاهای مبادله‌ای است)، p- کالاهای تولید شده (در این مدل کالاهای تولید شده تمام کالاهای مبادله‌ای و کالاهای سرمایه‌ای است)، e- عوامل اولیه تولید، t- کالاهای مبادله‌ای که در این مدل کلیه کالاهای تولید شده غیر از خدمات است. em- عوامل اولیه تولید که از تحرک کامل برخوردارند، es- عوامل اولیه تولید که تحرک کامل ندارند که در این مدل، زمین و منابع طبیعی می‌باشند. c- کالاهای سرمایه‌ای است.

۱- معادلات مربوط به تقاضای مصرفی دولت

- ✓ (تابع تقاضای دولت از کالاهای قابل تجارت)

$$qg(i,r) - pop(r) = ug(r) - [pg(i,r) - pgov(r)]$$

qg(i, r) تقاضای دولت ازکالای قابل تجارت i در منطقه r، pop(r) جمعیت در منطقه r، ug(r) مطلوبیت دولت در منطقه r، pg(i,r) شاخص قیمت کالای مصرفی i برای دولت و pgov(r) شاخص قیمت کالاهای مصرفی دولت در منطقه r

- ✓ شاخص قیمت کالاهای مصرفی دولت

$$pgov(r) = \sum_{t=1}^{T}[VGA(i,r) / GOVEXP(r)] * pg(i,r)$$

VGA(i,r) هزینه‌های مصرفی دولت روی کالای i در منطقه r و GOVEXP(r) کل هزینه مصرفی دولت در منطقه r

- ✓ درآمد دولت در منطقه

$$yg(r) - pop(r) = pgov(r) + ug(r)$$

yg(r) درآمد دولت در منطقه r و ug(r) مطلوبیت سرانه دولت از مخارج در منطقه r

- ✓ شاخص قیمت مصرفی کالاهای داخلی دولت

$$pgd(i,r) = tgd(i,r) + pm(i,r)$$

pgd(i, r) قیمت کالای داخلی خریداری شده i توسط دولت، tgd(i,r) مالیات وضع شده روی کالای داخلی خریداری شده توسط دولت و pm(i,r) قیمت بازاری کالای i در منطقه r

✓ قیمت کالاهای وارداتی دولت

pgm(i,r) = tgm(i,r) + pim(i,r)

pgm(i,r) قیمت کالای وارداتی i توسط دولت در منطقه r، tgm(i,r) تعرفه وارداتی روی کالای i که توسط دولت خریداری شده است و pim(i,r) قیمت بازاری کالای مرکب وارداتی i در منطقه r

✓ شاخص قیمت کالای مصرفی دولت

pg(i,s) = GMSHR(i,r) * pgm(i,r) + [1 - GMSHR(i,r)] * pgd(i,r)

GMSHR(i,r) سهم مخارج کالاهای وارداتی به کل مخارج دولت

✓ تقاضا برای کالاهای وارداتی دولت

qgm(i,r) = qg(i,r) + ESUBD(i) * [pg(i,r) - pgm(i,r)]

qgm(i,r) تقاضای دولت برای کالای مصرفی i در منطقه r، ESUBD(i) کشش جایگزینی بین کالاهای وارداتی و داخلی

✓ تقاضا برای کالاهای داخلی توسط دولت

qgd(i,r) = qg(i,r) + ESUBD(i) * [pg(i,r) - pgd(i,r)]

متغیرهای درون‌زا: qgd،qgm،pim،pgm،pm،pgd،yg،pgov،pg،ug،qg

متغیرهای برون‌زا: tgm،tgd،pop

پارامترها: ESUBD، داده‌های مربوط به این پارامتر از داده‌های GTAP استخراج گردیده است.

۲- معادلات مربوط به تقاضای مصرفی خانوار خصوصی

✓ شاخص قیمت کالاهای مصرفی خانوار خصوصی

$$ppriv(r) = \sum_{t=1}^{T} CONSHR(i,r) * pp(i,r)$$

ppriv(r) شاخص قیمت کالاهای مصرفی خانوار خصوصی در منطقه r، CONSHR(i،r) سهم هزینه کالای مصرفی i و pp(i،r) قیمت کالای مصرفی i برای خانوار خصوصی در منطقه r.

✓ درآمد خانوار خصوصی در منطقه

$yp(r) - pop(r) = ppriv(r) + UELASPRIV(r) * up(r)$

$yp(r)$ درآمد خانوار خصوصی در منطقه r، $UELASPRIV(r)$ کشش هزینه نسبت به مطلوبیت در منطقه r و $up(r)$ مطلوبیت سرانه خانوار خصوصی در منطقه، $uepriv(r)$ کشش هزینه نسبت به مطلوبیت در منطقه r

$$uepriv(r)= \sum_{t=1}^{T} XWCONSHR(i,r) * [pp(i,r) + qp(i,r) - yp(r)]$$

$XWCONSHR(i,r)$ پارامتر توسعه در تابع مخارج است که

$$XWCONSHR(i,r) = CONSHR(i,r) * INCPAR(i,r) / UELASPRIV(r)$$

$INCPAR(i,r)$ پارامتر توسعه در تابع مخارج با تفاضل کشش ثابت است. این پارامتر از داده‌های مدل *GTAP* استخراج گردیده است.

- ✓ تابع تقاضای خانوار خصوصی از کالاهای قابل تجارت

$$qp(i,r)-pop(r)= \sum_{t=1}^{T} EP(i,k,r) * pp(k,r)) + EY(i,r) * [yp(r) - pop(r)]$$

$qp(i,r)$ تقاضای مصرفی خانوار خصوصی از کالای i در منطقه r، $EP(i,k,r)$ کشش تقاضای کالای i نسبت به قیمت کالای k در منطقه r، $pp(k,r)$ قیمت کالای مصرفی i برای خانوار خصوصی در منطقه r، $EY(i,r)$ کشش درآمدی کالای i در منطقه r.

- ✓ رابطه بین قیمت بازار و قیمت کالاهای داخلی خریداری شده توسط خانوار

$$ppd(i,r) = tpd(i,r) + pm(i,r)$$

$ppd(i,r)$ قیمت مصرفی کالای داخلی i در منطقه r، $tpd(i,r)$ مالیات بر مصرف کالاهای داخلی.

- ✓ رابطه بین قیمت بازار و قیمت کالاهای وارداتی خریداری شده توسط خانوار

$$ppm(i,r) = tpm(i,r) + pim(i,r)$$

$ppm(i,r)$ قیمت کالای وارداتی i مصرف شده توسط خانوار، $tpm(i,r)$ مالیات بر کالای وارداتی i و $pim(i,r)$ قیمت بازاری کالای وارداتی i در منطقه r

- ✓ شاخص قیمت کالای مصرفی خانوار

$$pp(i,r) = PMSHR(i,r) * ppm(i,r) + [1 - PMSHR(i,r)] * ppd(i,r)$$

$pp(i,r)$ قیمت کالای مصرفی i در منطقه r، پارامتر $PMSHR(i,r)$ سهم واردات کالای i در مخارج مصرفی

- ✓ تقاضا برای کالاهای داخلی توسط خانوار

$qpd(i,r) = qp(i,r) + ESUBD(i) * [pp(i,r) - ppd(i,r)]$

qpd(i,r) تقاضا برای کالای داخلی i توسط خانوار خصوصی در منطقه r و ppd(i,r) قیمت کالای داخلی i خریداری شده توسط خانوار خصوصی در منطقه r

$qpm(i,r) = qp(i,r) + ESUBD(i) * [pp(i,r) - ppm(i,r)]$

qpm(i,r) تقاضا برای واردات کالای وارداتی i توسط خانوار خصوصی در منطقه r.

متغیرهای درون‌زا: pp،qp،yp،up،uepriv،qpd،ppd،pm،ppm،qpm و pim

متغیرهای برون‌زا: pop،tpd و tpm

مقادیر پارامترها و سهم‌ها از پایگاه داده‌های مدل GTAP اخذ گردیده است.

سیستم معادلات تقاضای بنگاه‌ها و شاخص‌های قیمت مربوطه (لایه تکنولوژی بنگاه‌ها)

- ✓ تغییر تکنولوژیکی در تابع تولید

$ao(j,r) = aosec(j) + aoreg(r) + aoall(j,r)$

ao(j,r) ضریب تغییر تکنولوژیکی در تابع تولید بخش j در منطقه r، aosec(j) ضریب تغییر تکنولوژی در منطقه r، aoreg(r) ضریب تغییر تکنولوژی در منطقه r و aoall(j,r) ضریب تغییر تکنولوژی در تابع تولید بخش j در منطقه r.

- ✓ تغییر تکنولوژیکی در تابع ارزش افزوده

$ava(j,r) = avasec(j) + avareg(r) + avaall(j,r)$

ava(j,r) ضریب تغییر تکنولوژیکی در تابع ارزش افزوده بخش j در منطقه r، avasec(j) ضریب تغییر تکنولوژی در منطقه r، avareg(r) ضریب تغییر تکنولوژی در منطقه r و avaall(j,r) ضریب تغییر تکنولوژی در تابع ارزش افزوده بخش j در منطقه r.

در تحقیق حاضر شوک بهره‌وری کل عوامل تولید به متغیر ava(j,r) اعمال شده است.

- ✓ تابع ارزش افزوده بنگاه

$qva(j,r)=-ava(j,r)+qo(j,r)-ao(j,r)-ESUBT(j)*[pva(j,r)-ava(j,r)- ps(j,r) - ao(j,r)]$

qva(j,r) ارزش افزوده بنگاه در بخش j در منطقه r، qo(j,r) تولید در بخش j در منطقه r، ESUBT(j) کشش جایگزینی بین نهاده‌های مختلف تولیدی، pva(j,r) قیمت ارزش افزوده در بخش j در منطقه r و ps(j,r) قیمت عرضه کالاها در بخش j.

- ✓ نرخ رشد تکنولوژی مربوط به کالاهای واسط

$$af(i,j,r) = afcom(i) + afsec(j) + afreg(r) + afall(i,j,r)$$

af(i,j,r) ضریب تغییر تکنولوژیکی در کالای واسط i مورد استفاده در بخش j در منطقه r، afsec(j) ضریب تغییر تکنولوژی کالای واسط i (جهانی)، afreg(r) ضریب تغییر تکنولوژی مربوط به کالاهای واسط در منطقه r و afall(j,r) ضریب تغییر تکنولوژی در کالای واسط i مورد استفاده در بخش j در منطقه r.

تابع تقاضا برای کالاهای واسط

$$qf(i,j,r)= - af(i,j,r) + qo(j,r) - ao(j,r)- ESUBT(j) * [pf(i,j,r) - af(i,j,r) - ps(j,r) - ao(j,r)]$$

qf(i,j,r) تقاضا برای کالای واسط i مورد استفاده در بخش j در منطقه r، pf(i,j,r) قیمت کالای واسط i مورد استفاده در بخش j در منطقه r. فرض بر این است که کشش جایگزینی بین عوامل اولیه تولید با کشش جایگزینی در بین تمام کالاهای واسط برابر است.

- ✓ رابطه بین قیمت بازار و عوامل از طریق مالیات‌ها

$$pfd(i,j,r) = tfd(i,j,r) + pm(i,r)$$

- ✓ ارتباط بین قیمت عرضه و قیمت بازار

$$ps(i,r) = to(i,r) + pm(i,r)$$

مالیات بر ستانده i در منطقه r و ps(i,r) قیمت عرضه ستانده i در منطقه r است.

pfd(i,j,r) قیمت کالای واسط داخلی i در بخش j در منطقه r، قیمت کالای واسط i خریداری شده توسط بخش j در منطقه r، tfd(i,j,r) مالیات بر کالای واسط داخلی i مورد استفاده در بخش j در منطقه r و pm(i,r) قیمت بازار کالای واسط i است.

- ✓ ارتباط بین قیمت واردات و قیمت بازار

$$pfm(i,j,r) = tfm(i,j,r) + pim(i,r)$$

pfm(i,j,r) قیمت نهاده وارداتی i مورد استفاده در بخش j در منطقه r، tfm(i,j,r) مالیات وضع شده بر کالای واسط وارداتی i مورد استفاده در بخش j در منطقه r و pim(i,r) قیمت بازاری کالای واسط i درمنطقه r.

✓ قیمت کالای واسط مورد استفاده

$pf(i,j,r)= FMSHR(i,j,r)* pfm(i,j,r) + [1 - FMSHR(i,j,r)] * pfd(i,j,r)$

$FMSHR(i,j,r)$ سهم هزینه کالاهای وارداتی i از کل هزینه بنگاه در بخش j که Pf متوسط وزنی کالای واسط داخلی و خارجی است.

✓ تقاضا برای کالاهای واسط وارداتی

$qfm(i,j,s) = qf(i,j,s) - ESUBD(i) * [pfm(i,j,s) - pf(i,j,s)]$

$qfm(i,j,s)$ تقاضا برای کالای واسط وارداتی i مورد استفاده در بخش j در منطقه r.

✓ تقاضا برای کالاهای واسط داخلی

$qfd(i,j,s) = qf(i,j,s) - ESUBD(i) * [pfd(i,j,s) - pf(i,j,s)]$

$qfd(i,j,s)$ تقاضا برای کالای واسط داخلی i توسط بخش j در منطقه r.

✓ ارتباط بین قیمت بنگاهی عوامل تولید با تحرک کامل و قیمت بازاری آن‌ها

3-3. Value-Added Nest

$pfe(i,j,r) = tf(i,j,r) + pm(i,r)$

$pfe(i,j,r)$ قیمت عامل تولید i در بخش j در منطقه r، $tf(i,j,r)$ مالیات بر عامل تولید i که توسط بخش j در منطقه r مورد استفاده قرار می‌گیرد و $pm(i,r)$ قیمت بازاری عامل تولید i در منطقه r. لازم به ذکر است که این نوع عوامل تولید دارای تحرک کامل در بین بخش‌های مختلف تولیدی می‌باشند.

✓ ارتباط بین قیمت بنگاهی عوامل تولید با تحرک ناقص و قیمت بازاری آن‌ها

$pfe(i,j,r) = tf(i,j,r) + pmes(i,j,r)$

$pmes(i,j,r)$ قیمت بازاری عامل تولید i مورد استفاده در بخش j در منطقه r و tf مالیات بر این عوامل است. لازم به ذکر است که این نوع عامل تولید دارای تحرک ناقص در بین بخش‌های مختلف تولیدی می‌باشد. در مدل GTAP نیروی کار و سرمایه دارای تحرک کامل است اما زمین و منابع طبیعی تحرک ناقص دارند. در تحقیق حاضر سرمایه نیز دارای تحرک ناقص بین بخش‌های مختلف تولیدی و مناطق مختلف است.

✓ ضریب پیشرفت فنی خنثی هیکسی

$afe(i,j,r) = afecom(i) + afesec(j) + afereg(r) + afeall(i,j,r)$

پیشرفت فنی مربوطه می‌تواند تنها مربوط به نهاده i ((afecom(i))، مربوط به بخش j ((afesec(j))، مربوط به منطقه r ((afereg(r)) یا مربوط به نهاده i در بخش j و در منطقه r ((afeall(i,j,r)) باشد.

✓ شاخص قیمت ارزش افزوده بنگاه

$$pva(j,r) = \sum_{i=1}^{E} SVA(i,j,r) * [pfe(i,j,r) - afe(i,j,r)]$$

$SVA(i,j,r)$ سهم ارزش افزوده عامل i در کل ارزش افزوده در منطقه r.

✓ تقاضا برای عوامل اولیه تولید

$$qfe(i,j,r)=-afe(i,j,r)+qva(j,r)-ESUBVA(j)*[pfe(i,j,r)-afe(i,j,r)- pva(j,r)]$$

$qfe(i,j,r)$ تقاضا برای عامل i در بخش j در منطقه r و $ESUBVA(j)$ کشش جایگزینی بین عوامل اولیه تولید در بخش j است.

شرط سود صفر برای بنگاه‌ها در هرکدام از بخش‌های مختلف

$$ps(j,r)+ao(j,r)=\sum_{i=1}^{E} STC(i,j,r) * [pfe(i,j,r) - afe(i,j,r) - ava(j,r)]+\sum_{i=1}^{T} STC(i,j,r) * [pf(i,j,r) - af(i,j,r)]+ profitslack(j,r)$$

معادله بالا نشان می‌دهد که کل تولید برابر است با جمع پرداختی بابت عوامل اولیه تولید (حاصل جمع اول در سمت راست رابطه مذکور) و پرداختی بابت کالاهای واسط (حاصل جمع دوم در سمت راست رابطه مذکور). $profitslack(j,r)$ یک متغیر کمکی در تابع مذکور است که برون‌زا در نظر گرفته می‌شود اما اگر بخواهیم qo را برون‌زا بگیریم متغیر profitslack درون‌زا در نظر گرفته می‌شود. $STC(i,j,r)$ سهم هزینه هرکدام از نهاده‌ها از کل هزینه در بخش j است.

عرضه عوامل اولیه توسط خانوار منطقه‌ای:

$$ps(i,r) = to(i,r) + pm(i,r)$$

$ps(i,r)$ قیمت عرضه عامل اولیه تولید i در منطقه r، $to(i,r)$ مالیات بر عرضه عامل اولیه و $pm(i,r)$ قیمت بازاری عوامل است.

✓ قیمت بازاری عوامل با تحرک ناقص

$$pm(i,r) = \sum_{i=1}^{P} REVSHR(i,k,r) * pmes(i,k,r)$$

اندیس p در حاصل جمع برای کالاهای تولیدی است.

تابع تخصیص عوامل اولیه تولید که دارای تحرک ناقص می‌باشند

qoes(i,j,r) = qo(i,r) - endwslack(i,r) + ETRAE(i) * [pm(i,r) - pmes(i,j,r)]

qoes(i,j,r) عرضه عامل با تحرک ناقص i به بخش j در منطقه r، endwslack(i,r) متغیر کمکی است که برون‌زا فرض می‌شود مگر اینکه بخواهیم مدل را از تعادل عمومی به تعادل جزئی تغییر دهیم. ETRAE(i) کشش تبدیل عامل i در بین بخش‌های مختلف است.

متغیرهای درون‌زا:

ao, ava, af, afe, pva, qva, qo, ps, qf, pf, pm, pmes, pfd, qfd, pfm, pim, qfm, pfe, qfe, qoes.

متغیرهای برون‌زا:

aosec, avasec, aoreg, aoall, avareg, avaall, afcom, afsec, afreg, afall, tfd, tfm, tf, afcom, afsec, afreg, afall, profitslack, endwslack.

پارامترها: ESUBD و ESUBVA که مقادیر این پارامترها از داده‌های GTAP استخراج شده است.

معادلات تقاضا و قیمت مربوط به طرف تقاضای سرمایه

الف: معادلات مربوط به تقاضای داخلی سرمایه و تقاضای مرکب خارجی

- ✓ قیمت مرکب سرمایه

pfe(i,j,r) = SHRDK(i,j,r) *pfdk(i,j,r) +(1-SHRDK(i,j,r))*pff(i,j,r)

قیمت مرکب مذکور متوسط وزنی از تقاضا برای سرمایه‌های داخلی و سرمایه‌های خارجی است. pfe(i,j,r) قیمت سرمایه در بخش j در منطقه r، pfdk(i,j,r) قیمت سرمایه‌های داخلی، pff(i,j,r) قیمت مرکب سرمایه‌های خارجی و SHRDK سهم هزینه سرمایه‌های داخلی از کل هزینه سرمایه می‌باشد. لازم به ذکر است که عامل سرمایه به دو قسم سرمایه‌های داخلی و سرمایه‌های خارجی تقسیم شده است.

- ✓ تقاضا برای سرمایه‌های داخلی

qfdk(i,j,r)= qfe(i,j,r)- ESUBS(j)*[pfdk(i,j,r)-pfe(i,j,r)]

qfdk(i,j,r) تقاضا برای سرمایه‌های داخلی در بخش j در منطقه r است. از آنجا که یک نوع سرمایه وجود دارد اندیس i فقط دارای یک عنصر است. ESUBS(j) کشش جایگزینی عامل سرمایه در بین بخش‌های مختلف است.

- ✓ تقاضا برای سرمایه‌های خارجی

$$qff(i,j,r)=qfe(i,j,r)- ESUBS(j)*[pff(i,j,r)-pfe(i,j,r)]$$

$qff(i,j,r)$ تقاضا برای سرمایه‌های خارجی در بخش j در منطقه r است.

ب: معادلات مربوط به تقاضای سرمایه از مناطق مختلف خارجی

✓ قیمت مرکب سرمایه‌های خارجی

$$pff(i,j,s)=\sum_{REG} SHRFDIA(i,j,r,s) * pfdi(i,j,r,s)$$

$pff(i,j,s)$ قیمت مرکب سرمایه‌های خارجی در منطقه s، $pfdi(i,j,r,s)$ قیمت سرمایه‌های خارجی در بخش j که توسط منطقه s از منطقه r تقاضا شده است. $SHRFDIA(i,j,r,s)$ سهم سرمایه‌های خارجی از منطقه r در بخش j در منطقه s.

✓ تقاضای سرمایه‌های خارجی به تفکیک مناطق

$$qfdi(i,j,r,s)=qff(i,j,s)-ESUBF(j)*[pfdi(i,j,r,s)-pff(i,j,s)]$$

$qfdi(i,j,r,s)$ تقاضای سرمایه‌های خارجی در بخش j در منطقه s که از منطقه r تقاضا شده است. $ESUBF(j)$ کشش جایگزینی سرمایه‌های خارجی در بین مناطق مختلف.

معادلات مربوط به عرضه سرمایه

✓ نرخ بازدهی سرمایه در هر منطقه

$$ror(r)=\sum_{i=1}^{C}\sum_{j=1}^{T} SHRCSE(i,j,r) * rors(i,j,r)$$

$ror(r)$ نرخ بازدهی سرمایه در منطقه r، $rors(i,j,r)$ نرخ بازدهی سرمایه در بخش j در منطقه r و $SHRCSE(i,j,r)$ سهم موجودی سرمایه در هر بخش در منطقه r است. (T نشان‌گر اندیس کالاهای قابل تجارت است و c مربوط به سرمایه است).

✓ قیمت مرکب بازاری سرمایه

$$pm(i,r) = \sum_{i=1}^{P} REVSHR(i,k,r) * pmec(i,k,r)$$

$pm(i,r)$ قیمت مرکب بازاری سرمایه، $pmec(i,k,r)$ قیمت بازاری سرمایه در بخش j در منطقه r و $REVSHR(i,k,r)$ هزینه سرمایه از کل هزینه عوامل در منطقه r. جمع فوق روی p بسته شده است که نشان‌دهنده جمع روی کالاهای تولیدی می‌باشد.

✓ عرضه سرمایه

$caps(i,j,r)= vcap(r)+ acaps(i,j,r)+ ETRASE(j) * [rors(i,j,r)- ror(r) + acaps(i,j,r)]$

$caps(i,j,r)$ عرضه مرکب سرمایه به منطقه r، $vcap(r)$ مقدار موجودی سرمایه در منطقه r، $acaps(i,j,r)$ عامل انتقال عرضه سرمایه (مانند ترجیحات) در بخش j در منطقه r، $rors(i,j,r)$ نرخ بازدهی سرمایه در بخش j در منطقه r و $ETRASE(j)$ کشش تبدیل سرمایه در بین بخش‌های مختلف است.

- ✓ نرخ بازدهی سرمایه به تفکیک هر بخش

$rors(i,j,r)=SHRCDS(i,j,r)*rord(i,j,r)+[1-SHRCDS(i,j,r)]*rorf(i,j,r)$

$SHRCDS(i,j,r)$ سهم سرمایه‌های داخلی در هر بخش در منطقه r، $rord(i,j,r)$ نرخ بازدهی سرمایه‌های داخلی و $rorf(i,j,r)$ نرخ بازدهی مرکب سرمایه‌های خارجی است.

$capfo(i,j,r)=caps(i,j,r) +ETRADF(j)*[rorf(i,j,r)- rors(i,j,r)+acapf(i,j,r)]$

$acapf(i,j,r)$ متغیر انتقال در تابع عرضه سرمایه‌های خارجی که می‌تواند تغییر در ترجیحات سرمایه‌گذار باشد.

$pmec(i,j,r)=SHRDFFM(i,j,r)*pmkd(i,j,r) +(1-SHRDFFM(i,j,r))*[pmkf(i,j,r)-acapf(i,j,r)]$

$pmec(i,j,r)$ قیمت مرکب بازاری سرمایه در بخش j در منطقه r است.

- ✓ قیمت بازاری مرکب سرمایه‌های خارجی

$pmkf(i,j,r)=\sum_{REG} SHRVFFM(i,j,r,s) * pmkff(i,j,r,s)$

$pmkf(i,j,r)$ قیمت بازاری مرکب سرمایه‌های خارجی، $pmkff(i,j,r,s)$ قیمت بازاری سرمایه‌های خارجی در بخش j در منطقه s که از منطقه r عرضه شده است. $SHRVFFM(i,j,r,s)$ سهم هزینه سرمایه عرضه شده iام از منطقه r به منطقه s که توسط بخش j مورد استفاده قرار است.

- ✓ قیمت بازاری مرکب سرمایه‌های خارجی

$rorf(i,j,r)=\sum_{REG} SHRF(i,j,r,s) * rorff(i,j,r,s)$

$SHRF(i,j,r,s)$ سهم سرمایه‌های خارجی منطقه r که در بخش j در منطقه s بکار گرفته شده است.

تابع عرضه سرمایه‌های خارجی به تفکیک مناطق و بخش‌های مختلف

$kff(i,j,r,s)=$
$capfo(i,j,r)+ppf(i,j,r,s)+cfdi(i,j,r,s)+ETRAFF(j)*[rorff(i,j,r,s)- rorf(i,j,r)+ ppf(i,j,r,s)]$

$kff(i,j,r,s)$ عرضه سرمایه‌های منطقه r به بخش j در منطقه s، $cfdi(i,j,r,s)$ متغیری برون‌زا است که شوک سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با دادن شوک به این متغیر حاصل می‌شود. $ETRAFF(j)$ کشش تبدیل سرمایه‌های خارجی در بین مناطق مختلف است. $ppf(i,j,r,s)$ عامل انتقال در تابع عرضه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است که می‌تواند نشان‌گر تغییر در ترجیحات سرمایه‌گذار منطقه r باشد.

متغیر شوک در مدل متغیر cfdi است که شوک حاصل شده به میزان ۱۰۰ بوده است. به عبارت دیگر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در هر بخش به میزان دو برابر افزایش یافته است.

شرایط تسویه بازار در بازار سرمایه

- ✓ برابری تقاضای سرمایه‌های داخلی با عرضه سرمایه‌های داخلی در هر بخش

$capdo(i,j,r) = qfdk(i,j,r)$

- ✓ برابری تقاضای سرمایه‌های خارجی با عرضه سرمایه‌های خارجی در هر بخش

$kff(i,j,r,s)=qfdi(i,j,r,s)$

متغیرهای درون‌زا:

Pfe, pfdk, qfdk, pff, qff, pfdi, qfdi, ror, rors, pm, pmec, caps, pmkf, pmkd, rorf, rorff, kff, capfo, kff

متغیرهای برون‌زا:

Acaps, vcap, acapf, acapd, cfdi, ppf

پارامترها: ESUBS،ESUBF،ETRASE،ETRAFF. لازم به ذکر است که پارامترهای مذکور از مطالعه لیجور و دیگران (۲۰۰۸) و دی و هنسلاو (۲۰۰۰) برگرفته شده است.

داده‌های مربوط به FDI از پایگاه داده‌های GTAP استخراج گردیده است.

بخش تجارت خارجی

- ✓ رابطه بین قیمت فوب و قیمت بازاری کالاها و خدمات

$pfob(i,r,s) = pm(i,r) - tx(i,r) - txs(i,r,s)$

pfob(i,r,s) قیمت فوب کالای i که از منطقه r به منطقه s روانه می‌گردد، pm(i,r) قیمت بازاری کالای i در منطقه r، تغییر در مالیات یا سوبسید خاص هر مقصد روی کالای i، tx(i,r) تغییر در مالیات تولید شده توسط مقصد روی کالای i است.

معادلات مربوط به تقاضا برای واردات

- ✓ رابطه بین قیمت داخلی و قیمت سیف

$$pms(i,r,s) = tm(i,s) + tms(i,r,s) + pcif(i,r,s)$$

pms(i,r,s) قیمت داخلی کالاها که از منطقه r به منطقه s عرضه می‌گردد، tms(i,r,s) تغییر در مالیات مخصوص مبدأ در کالای i که از منطقه r به منطقه s عرضه می‌شود، tm(i,s) تغییر در مالیات وضع شده توسط مبدأ روی واردات i به منطقه s.

$$pim(i,s) = \sum_{REG} MSHRS(i,k,s) * [pms(i,k,s) - ams(i,k,s)]$$

ams(i,k,s) تغییرات تکنولوژیکی کالای i که از منطقه k به منطقه s وارد می‌شود، MSHRS(i,k,s) سهم واردات منطقه k از کل واردات منطقه s است (جمع معادله مذکور روی منطقه مبدأ است).

- ✓ نسبت قیمت‌های داخلی به قیمت‌های وارداتی

$$pr(i,s) = pm(i,s) - pim(i,s)$$

چون نرخ رشد است، نسبت تبدیل به تفاضل می‌گردد. pr(i,s) نسبت قیمت‌های داخلی به قیمت‌های وارداتی در منطقه s است.

$$qxs(i,r,s) = -ams(i,r,s) + qim(i,s) - ESUBM(i) * [pms(i,r,s) - ams(i,r,s) - pim(i,s)]$$

qxs(i,r,s) صادرات کالای i از منطقه r به منطقه s، qim(i,s) مجموع واردات کالای i در منطقه s، ESUBM(i) کشش جایگزینی در بین کالاهای وارداتی (ساختار آرمینگتون).

از آن‌جا که اقتصاد ایران نسبت به اقتصاد جهانی کوچک است، لذا تغییر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران اثر ناچیزی بر اقتصاد بقیه دنیا می‌گذارد. در تحقیق حاضر برای لحاظ نمودن این موضوع pm(i,s) برای بقیه دنیا به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است.

معادلات مربوط به خانوار منطقه‌ای

محاسبه درآمد حاصل از فروش عوامل اولیه تولید توسط خانوار منطقه‌ای

$FY(r)*fincome(r)=\sum_{ENDWMENT} VOM(i,r) * [pm(i,r) + qo(i,r)]- VDEP(r) * [pcgds(r) + kb(r)]$

FY(r) درآمد خالص حاصل از فروش عوامل تولید در منطقه r، fincome(r) نرخ رشد FY است. $VOM(i,r)$ ارزش فروش عوامل اولیه تولید به قیمت بازار، qo(i,r) مقدار عرضه عامل i در منطقه r، VDEP(r) ارزش استهلاک سرمایه‌ها در منطقه r است. kb(r) نرخ رشد موجودی اول دوره سرمایه در منطقه r و pcgds(r) قیمت کالاهای سرمایه‌ای است.

محاسبه درآمد حاصل از اخذ انواع مالیات و تعرفه‌ها و فروش عوامل تولید توسط خانوار منطقه‌ای

INCOME(r) * y(r) = FY(r) * fincome(r) + 100.0 * INCOME(r) * del_indtaxr(r)+ INDTAX(r) * y(r) + INCOME(r) * incomeslack(r)

INCOME(r) کل درآمد خانوار منطقه‌ای که برابر است با درآمد حاصل از فروش عوامل تولید و دریافت انواع مالیات‌ها، y(r) نرخ رشد درآمد است. del_indtaxr(r) نرخ تغییر در انواع مالیات‌های غیر مستقیم است. INDTAX(r) انواع مالیات‌های غیر مستقیم دریافتی توسط خانوار منطقه‌ای است. incomeslack(r) متغیر کمکی برون‌زا است که در مواقع ثابت گرفتن درآمد خانوار منطقه‌ای کاربرد دارد.

سیستم تقاضای خانوار منطقه‌ای

متوسط انتقال پارامتر توزیع در تابع مخارج با تفاضل کشش ثابت (CDE)

dpav(r)= XSHRPRIV(r) * dppriv(r)+ XSHRGOV(r) * dpgov(r)+ XSHRSAVE(r) * dpsave(r)

dpav(r) متوسط انتقال پارامتر توزیع در منطقه r، XSHRPRIV(r) سهم هزینه خانوار خصوصی از کل هزینه‌ها (یا کل درآمد خانوار منطقه‌ای)، XSHRGOV(r) سهم هزینه دولت، XSHRSAVE(r) سهم پس‌انداز، dppriv(r) پارامتر توزیع مصرف خانوار خصوصی، dpgov(r) پارامتر توزیع مصرف دولت و dpsave(r) پارامتر توزیع پس‌انداز در منطقه r.

- ✓ کشش هزینه نسبت به مطلوبیت

uelas(r) = XSHRPRIV(r) * uepriv(r) - dpav(r)

uelas(r) کشش هزینه نسبت به تغییرات مطلوبیت در منطقه r، uepriv(r) کشش هزینه نسبت به مطلوبیت برای خانوار خصوصی

✓ مخارج خانوار خصوصی

yp(r) - y(r) = -[uepriv(r) - uelas(r)] + dppriv(r)

yp(r) مخارج خانوار خصوصی در منطقه r است.

✓ مخارج دولت

yg(r) - y(r) = uelas(r) + dpgov(r)

yg(r) مخارج دولت در منطقه r.

✓ پس‌انداز اسمی

psave(r) + qsave(r) - y(r) = uelas(r) + dpsave(r)

(psave(r) + qsave(r)) تغییر در پس‌انداز اسمی در منطقه r.

معادلات مربوط به مطلوبیت کل در مناطق مختلف

شاخص قیمت کل که متوسط وزنی انواع شاخص قیمت است

p(r)= XSHRPRIV(r) * ppriv(r)+ XSHRGOV(r) * pgov(r)+ XSHRSAVE(r) * psave(r)

p(r) شاخص قیمت کل درمنطقه r، ppriv(r) شاخص قیمت کالاهای مصرفی توسط خانوار خصوصی یا شاخص قیمت مصرف‌کننده، pgov(r) شاخص قیمت کالاهای مصرفی توسط دولت در منطقه r و psave(r) قیمت پس انداز است.

محاسبه مطلوبیت خانوار منطقه‌ای

u(r)=au(r)+DPARPRIV(r)***log**(UTILPRIV(r))*dppriv(r)+ DPARGOV(r) * **log**(UTILGOV(r)) * dpgov(r)+ DPARSAVE(r) * **log**(UTILSAVE(r)) * dpsave(r)+ **[**1.0 / UTILELAS(r)**]** * **[**y(r) - pop(r) - p(r)**]**

u(r) مطلوبیت سرانه خانوار منطقه‌ای حاصل از مخارج خانوار منطقه r، DPARPRIV(r) پارامتر توزیع مصرف خانوار خصوصی، DPARGOV(r) پارامتر توزیع مصرف دولت، DPARSAVE(r) پارامتر توزیع پس‌انداز، UTILPRIV(r) مطلوبیت حاصل از مصرف

خصوصی، UTILGOV(r) مطلوبیت حاصل از مصرف دولتی، UTILSAVE(r) مطلوبیت حاصل از پس‌انداز است.

مجموع پارامترهای توزیع

DPARSUM(r) * dpsum(r)= DPARPRIV(r) * dppriv(r)+ DPARGOV(r) * dpgov(r)+ DPARSAVE(r) * dpsave(r)

DPARSUM(r) مجموع پارامترهای توزیع در منطقه r و dpsum(r) نرخ رشد آن است.

متغیرهای درون‌زا:

fincome, qo, pcgds, kb, del_indtax, dpav, uelas, u, uepriv, y, yg, yp, p, ppriv, pgov, psave, qsave, dpsum.

متغیرهای برون‌زا:

pop, dpgov, dppriv, dpsave, incomeslack.

مقادیر انواع پارامترها از پایگاه داده‌های GTAP استخراج گردیده است.

معادلات مربوط به شرایط تعادلی

شرایط تسویه بازار

شرط تسویه بازار برای فروش کالاهای داخلی

$$qds(i,r) = \sum_{j=1}^{P} SHRDFM(i,j,r) * qfd(i,j,r) + SHRDPM(i,r) * qpd(i,r) + SHRDGM(i,r) * qgd(i,r)$$

qds(i,r) فروش داخلی کالای i در منطقه r، SHRDFM(i،j،r) سهم کالاهای واسط داخلی i بکار رفته در بخش j در منطقه r، SHRDPM(i,r) سهم خرید کالای داخلی i توسط خانوار خصوصی، SHRDGM(i,r) سهم خرید کالای داخلی i توسط دولت. بقیه متغیرها قبلا معرفی شده‌اند.

شرط تسویه بازار برای خدمات حاشیه‌ای حمل و نقل (Margin Commodities)

$$qo(m,r)=SHRDM(m,r)*qds(m,r)+SHRST(m,r)*qst(m,r)+\sum_{s=1}^{REG} SHRXMD(m,r,s) * qxs(m,r,s) + tradslack(m,r)$$

qo(m,r) میزان عرضه کالای m در منطقه r، SHRDM(m,r) سهم عرضه به بازار داخلی، SHRST(m,r) سهم عرضه به بازار حمل و نقل جهانی، SHRXMD(m،r،s) سهم صادرات

کالای m از منطقه r به منطقه s و tradslack(m,r) متغیر کمکی در شرط تسویه بازار برای کالاهای قابل تجارت است که به عنوان متغیر برون‌زا در نظر گرفته می‌شود مگر اینکه کاربر بخواهد یک بستار تعادل جزئی به صورت قیمت‌های برون‌زا طراحی نماید.

شرط تسویه بازار برای کالاهای غیر حاشیه‌ای (کالاهای قابل تجارت که جزء خدمات حمل و نقل محسوب نمی‌شوند)

$$qo(i,r)=SHRDM(i,r)*qds(i,r)+\sum_{s=1}^{REG} SHRXMD(i,r,s) * qxs(i,r,s)+ tradslack(i,r)$$

کلیه متغیرها و سهم‌ها شبیه معادله بالا هستند.

شرط تسویه بازار برای کالاهای وارداتی به هر منطقه

$$qim(i,r)=\sum_{j=1}^{P} SHRIFM(i,j,r) * qfm(i,j,r)+SHRIPM(i,r)*qpm(i,r)+ SHRIGM(i,r) * qgm(i,r)$$

qim(i,r) کل واردات منطقه r از کالای i، SHRIFM(i,j,r) سهم واردات بنگاه‌های بخش j از کالای i، SHRIPM(i,r) سهم واردات کالای i که توسط خانوار خصوصی وارد می‌شود، SHRIGM(i,r) سهم واردات دولت از کالای i و qfm، qpm و qgm به ترتیب تقاضا برای کالاهای وارداتی i توسط بنگاه بخش j، توسط خانوار و توسط دولت است.

شرط تسویه بازار برای عوامل تولید با تحرک کامل

$$qo(i,r) = \sum_{j=1}^{P} SHREM(i,j,r) * qfe(i,j,r) + endwslack(i,r)$$

SHREM(i،j،r) سهم هزینه عوامل تولید با تحرک کامل به کار رفته در بخش j ام است. endwslack(i,r) یک متغیر کمکی برون‌زا است که برای ایجاد بستارهای با تعادل جزئی به کار می‌رود.

شرط تسویه بازار برای عوامل تولید با تحرک ناقص

$$qoes(i,j,r) = qfe(i,j,r)$$

رابطه مذکور برابری عرضه و تقاضای عوامل با تحرک ناقص را ایجاد می‌نماید.

متغیرهای درون‌زا:

qds, qfd, qpd, qgd, qo, qst, qxs, qim, qfm, qgm, qfe, qpm.

متغیرهای برون‌زا:

tradslack, endwslack.

قانون والراس

- ✓ عرضه در بازارهای مفقوده یا عرضه سرمایه‌گذاری جهانی

walras_sup = pcgdswld + globalcgds

walras_sup عرضه سرمایه‌گذاری جهانی، pcgdswld متوسط قیمت جهانی کالاهای سرمایه‌ای و globalcgds عرضه سرمایه‌گذاری حقیقی جهانی است.

تقاضا در بازارهای مفقوده یا تقاضای پس‌انداز جهانی

$$walras_dem = \sum_{REG} SAVE(r) * [psave(r) + qsave(r)]$$

walras_dem تقاضای پس‌انداز جهانی، و SAVE(r) مجموع پس‌انداز هر منطقه است.

- ✓ قانون والراس

walras_sup = walras_dem + walraslack

چنانچه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری جهانی با هم برابر باشند، مقدار متغیر کمکی walraslack برابر با صفر خواهد بود. یکی از تفاوت‌های مدل GTAP با سایر مدل‌ها این است که برابری پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بیان می‌گردد اما متغیر کمکی walraslack به مدل به عنوان یک متغیر درون‌زا اضافه می‌گردد تا کاربر از برابری پس‌انداز و سرمایه‌گذاری مطمئن گردد، البته اگر مقدار walraslack صفر باشد.

متغیرهای درون‌زا در این قسمت: در قسمت قانون والراس تمام متغیرها درون‌زا می‌باشند.

آمار مربوط به ضریب SAVE مانند سایر ضرایب از پایگاه داده‌های GTAP استخراج گردیده است.

در مجموع تعداد معادلات سیستم ۱۱۳۱ و تعداد متغیرهای درون‌زا نیز ۱۱۳۱ متغیر است. تعداد متغیرهای برون‌زا در مدل به تعداد ۵۵۱ متغیر می‌باشد. لازم به ذکر است که در هر بخش متغیرهای درون‌زا و برون‌زا لیست شده است.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هجدهم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶

بررسی همگرایی مصرف سرانه خانوار بین استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۳

علی فقه‌مجیدی[۱]
فریبا سلامی[۲]
احمد محمدی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۴/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۰۹

چکیده

وجود همگرایی رفاهی در استان‌های ایران در روند سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و ارائه یک مکانیزم جهت رسیدن به انسجام اقتصادی و اجتماعی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. علاوه بر این، مدت زمان طولانی است که هدف دولت‌ها، کاهش نابرابری درآمد و مصرف بین استان‌های ایران می‌باشد. در این پژوهش، فرضیه همگرایی مصرف سرانه، در میان استان‌های ایران با استفاده از روش‌های مختلف مانند آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آماره‌ی تایل بررسی شده است. همچنین، در این پژوهش از مکانیسم جدیدی برای مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل اقتصادی یعنی تحلیل خوشه‌ای نیز استفاده شده است. از آنجا که استان‌های ایران سطوح مختلفی از بهره‌وری و رشد اقتصادی را دارا هستند، این تجزیه و تحلیل‌ها از اهمیت زیادی برخوردار است. نتایج، با استفاده از اعمال تمام روش‌ها، واگرایی از نظر متوسط مصرف سرانه خانوار در استان‌های ایران را تأیید می‌کند. نتایج واگرایی در مصرف متوسط خانوار ممکن است نشانه‌ای از تفاوت معنی‌دار رشد اقتصادی درآمد سرانه در میان استان‌های ایران باشد.

واژگان کلیدی: همگرایی، تحلیل خوشه‌ای، استان‌های ایران، رشد اقتصادی.

Keywords: Convergence, Cluster Analysis, Iran's Provinces, Growth Economic.

JEL Classification: C32, C33, O40, R11.

[۱]. استادیار علوم اقتصادی، دانشگاه کردستان (نویسنده مسئول) a.f.majidi@gmail.com
[۲]. دانش آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه کردستان faribasalami@gmail.com
[۳]. استادیار علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان mohammadiahm@gmail.com
DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.18.101

۱- مقدمه

یکی از اهداف توسعه اقتصادی در ایران کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای و گرایش از برنامه‌ریزی بخشی به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای است. به‌طوری‌که مطابق اصل ۴۸ قانون اساسی باید تخصیص منابع و فعالیت‌ها به هر منطقه بر مبنای استعدادها و ویژگی‌های خاص آن منطقه بوده و موجب کاهش شکاف اقتصادی بین مناطق مختلف کشور شود. همچنین، با توجه به سیاست‌های کلان کشور توسعه متوازن به عنوان یک هدف اصلی مطرح است و مسأله رفاه و توزیع عادلانه امکانات رفاهی نیز در هر کشور یکی از اهداف اساسی نظام اقتصادی آن است. به طور کلی، با بهبود اوضاع اقتصادی خانوارها، سرعت افزایش مصرف کالاهای خوراکی آهسته‌تر شده و مازاد بودجه صرف کالاهای غیر خوراکی می‌شود. در واقع، همگرایی رفاه، وضعیت شکاف متوسط مصرف سرانه واقعی خانوار را میان مجموعه مورد بررسی مشخص می‌کند. سرانه مصرف متوسط خانوار از ۲۴۱۷۵۳۱۳ ریال در سال ۱۳۷۹ به ۲۳۴۸۶۵۲۱۴ ریال در سال ۱۳۹۳ رسیده است. استان‌های تهران ۳۲۳۸۰۷۰۴۶ ریال، چهار محال و بختیاری ۲۹۳۹۹۵۷۵۱ ریال، هرمزگان ۲۷۲۶۳۱۰۱۶ ریال، و کهکیلویه و بویر احمد ۲۶۲۱۸۵۰۰۵ ریال، بالاترین مصرف سرانه متوسط یک خانوار را دارند و استان‌های کرمان ۱۳۴۹۱۷۱۴۰ ریال، قم ۱۶۲۲۲۸۳۷۳ ریال، سیستان و بلوچستان ۱۶۲۷۰۴۸۱۲ ریال، و سمنان ۱۶۶۸۹۴۴۱۲ ریال، دارای پایین‌ترین مصرف سرانه متوسط خانوار بین استان‌های ایران می‌باشند (مرکز آمار ایران).

با توجه به این‌که استان‌های ایران به لحاظ مصرف سرانه تفاوت زیادی با یکدیگر دارند و تأکید سیاست‌گذاران بر توسعه متوازن در بین استان‌های کشور است؛ از این رو با توجه به اهمیت همگرایی و توسعه نامتوازن در کشور و سیاست‌های دولت نهم و دهم و تغییرات در متغیرهای کلان اقتصادی، بررسی روند همگرایی رفاهی در استان‌های کشور امری ضروری است. از طرفی، مطالعات قبلی در این زمینه مربوط به دوره‌های زمانی گذشته و استفاده از روش‌های سنتی‌تر هستند؛ بنابراین، بررسی همگرایی مصرف با استفاده از رویکرد جدید از جمله روش تحلیل خوشه‌ای و مقایسه آن با روش‌های سنتی، اهمیت دو چندان می‌یابد؛ زیرا روش خوشه‌ای مکانیسم جدیدی را برای مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل اقتصادها در دوران گذار و رشد ارائه می‌دهد. این رویکرد با در نظر گرفتن روند زمان و اجزاء رشد، مدل غیر خطی[1] را ارائه می‌دهد که ناهمگن

[1]. Time Varing

بودن را در بین کشور یا استان‌ها، در طول زمان نیز مد نظر قرار می‌دهد. به طور کلی در این روش مدل به صورت یک مدل غیر خطی فرمول‌بندی شده است.

۲- مبانی نظری

همگرایی اقتصادی زمانی مطرح می‌شود که دو یا چند اقتصاد تمایل به رسیدن به یک سطح مشابه از توسعه و ثروت دارند. مطالعه همگرایی از بعد نظری و عملی حائز اهمیت است بدیهی است که تشخیص اختلاف درآمد میان کشورها و استان‌ها مهم است، زیرا می‌تواند روند توسعه اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد (پالدام[1]، ۲۰۰۷). پیش‌بینی‌های همگرایی متکی بر مدل‌های رشد اقتصادی است و بر اساس آن پیش‌بینی می‌شود اقتصادهای با سطوح پایین درآمدی نسبت به اقتصادهای با سطوح بالاتر درآمدی با نرخ رشدی سریع‌تر، رشد نمایند (غلامی حیدریانی، ۱۳۹۰). بامول[2] (۱۹۸۶) و آبراموتیز[3] (۱۹۸۶)، اولین مطالعات در زمینه‌ی همگرایی را انجام دادند. "بامول" نظم مشاهده شده در داده‌های بلندمدت را به عنوان حالتی از همگرایی مورد توجه قرار داد. وی همگرایی را قضیه‌ی نتیجه شده از رشد اقتصادی می‌داند، بدون آن‌که به طور مشخص به مدل‌های رشد اشاره داشته باشد. آبراموتیز (۱۹۸۶) در مطالعه خود، همگرایی را به عنوان نتیجه‌ی حاصل از مزیت کشورهای پیشرو، می‌داند. اولین مطالعات در مورد فرضیه همگرایی و ارتباط آن با مدل‌های رشد نئوکلاسیک توسط "بارو" و "سالا-ای-مارتین"[4] (۱۹۹۰) انجام شده است. این الگو نشان می‌دهد چگونه درآمد سرانه هر اقتصاد به سمت حالت پایدار خود و در شرایطی به سمت درآمد سرانه دیگر اقتصادها همگرا می‌شود (یاوری،۱۳۷۸).

۲-۱- انواع همگرایی

معمولاً در تحقیقات تجربی آزمون فرضیه‌ی همگرایی، از مدل‌های مقطعی یا مدل همگرایی بتا، رویکرد پویایی‌های توزیع درآمد سرانه یا مدل همگرایی سیگما و مدل سری زمانی یا

---

1. Paldam (2007)
2. Bamul (1986)
3. Abramotiz (1986)
4. Barro and Sala-i-Martin (1990)

همگرایی تصادفی استفاده می‌شود. برای آزمون مدل همگرایی بتا از دو روش اقتصادسنجی داده‌های مقطعی (حداقل مربعات معمولی) و داده‌های تابلویی (آثار ثابت و رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های پانلی پویا) استفاده می‌شود. برای آزمون همگرایی سیگما از شاخص‌های نابرابری مانند انحراف معیار، شاخص نابرابری تایل و ضریب جینی، همچنین از رویکرد ناپارامتریک پویایی‌های توزیع استفاده می‌شود (علمی و رنجبر، ۱۳۹۲).

۲-۱-۱- همگرایی بتا (β)

همگرایی بتا خود به دو نوع همگرایی بتای مطلق و همگرایی بتای شرطی تقسیم می‌شود. بر اساس مدل سولو - سوان[1]، همگرایی در سرمایه‌ی سرانه به همگرایی در درآمد سرانه منجر می‌شود به‌طوری‌که در بلندمدت تمامی اقتصادها به سمت مسیر رشد متوازن مشترک همگرا و نابرابری در درآمد جهانی از بین می‌رود (پارک[2]، ۱۹۹۴). در واقع، بدون در نظر گرفتن دیگر ویژگی‌های اقتصادی جوامع، اگر اقتصادهای فقیرتر با نرخ رشد سریع‌تر در سرمایه سرانه، نسبت به کشورهای به‌طور نسبی ثروتمندتر به سمت نقطه تعادل پایدار یکسان حرکت کنند، اصل همگرایی مطلق[3] نامیده می‌شود، یعنی در همگرایی بتای مطلق تمامی اقتصادها نهایتاً به یک سطح تعادل باثبات و درآمد سرانه همگرا می‌شوند؛ اما در همگرایی بتای شرطی، هر اقتصاد به سطح تعادلی باثبات ویژه‌ی خود همگرا می‌شود و اقتصادی که از تعادل باثبات خود فاصله بیشتری داشته باشد، رشد اقتصادی بالاتری را تجربه خواهد کرد (غلامی حیدریانی، ۱۳۹۳). در مورد چگونگی اثبات وجود همگرایی بتا، دو رویکرد عمده وجود دارد: ابتدا رویکرد کلاسیک همگرایی که شامل انجام یک رگرسیون مقطعی است. در واقع اثبات ارتباط منفی بین رشد درآمد سرانه طی یک دوره مشخص و سطح اولیه درآمد سرانه بین اقتصادهای مختلف دلیل بر وجود همگرایی نوع بتا بین آن اقتصادها است. روش دوم آزمون همگرایی توسط "برنارد" و "دورلاف[4]" (۱۹۹۵) تحت عنوان روش سری‌های زمانی پیشنهاد شد. در این روش، تمرکز اصلی روی رفتار بلندمدت اختلاف درآمد سرانه بین اقتصادها نسبت به همدیگر یا نسبت به یک مقدار متوسط است. "برنارد" و "دورلاف" فرضیه همگرایی را بر اساس آزمون سری زمانی به این صورت بیان کردند که اگر پیش‌بینی‌های

---

1. Solow and Sowan
2. Park (1994)
3. Absolute Convergence
4. Bernard and Durlauf (1995)

بلندمدت از محصول سرانه برای دو کشور i و j در یک زمان مشخص برابر شود، اقتصاد کشورهای i و j همگرا خواهند بود. به سخن دیگر بر اساس این آزمون، زمانی دو کشور i و j همگرا خواهند بود که سری زمانی اختلاف بین لگاریتم محصول سرانه آن‌ها دارای ریشه واحد نبوده و پایا از مرتبه صفر باشد.

۲-۱-۲- همگرایی سیگما (σ)

مفهوم همگرایی نوع سیگما توسط بارو[1] (۱۹۸۴)، بامول[2] (۱۹۸۶) و بارو و سالا – ای مارتین[3] (۱۹۹۱ و ۱۹۹۲) مطرح شد. بدین مفهوم که همگرایی وقتی اتفاق خواهد افتاد که پراکندگی درآمد سرانه مناطق مختلف در طی زمان کاهش پیدا کند (مثلاً انحراف معیار لگاریتم محصول یک گروهی از مناطق در طی زمان کاهش یابد). این فرآیند همگرایی به همگرایی نوع سیگما (σ) معروف است. بر این اساس شاخص پراکندگی درآمد سرانه کشورها (مناطق) چنین تعریف می‌شود:

$$D_t = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left[y_{i.t} - \left(N^{-1} \sum_{i=1}^{N} y_{i.t} \right) \right]^2 \right)^{\frac{1}{2}} \qquad (۱)$$

که D_t انحراف معیار نمونه‌ای $\log(y_{i,t})$ و $N^{-1}\sum_{i=1}^{N} y_{i,t}$ میانگین نمونه‌ای $\log(y_{i,t})$ است. درصورتی‌که در طی زمان D_t کاهش پیدا کند گفته می‌شود همگرایی از نوع σ وجود دارد و درصورتی‌که واریانس در طی زمان افزایش یابد درآمد سرانه اقتصادها از همدیگر فاصله می‌گیرد (یاوری، ۱۳۸۷).

۲-۱-۳- همگرایی باشگاهی

بر اساس فرضیه همگرایی مطلق با برقراری فروض مدل، در بلندمدت نابرابری درآمد سرانه بین

---

1. Barro (1984)
2. Bamoual (1986)
3. Barro and Sala-i-Martin (1991 and 1992)

اقتصادها از بین می‌رود، به‌طوری‌که توزیع درآمد بین اقتصادها به سمت تک قله‌ای شدن حرکت خواهد کرد. در مقابل فرضیه همگرایی مطلق، مدل‌های تعادلی چندگانه وجود دارند که در آن‌ها کشورها با شرایط اولیه و ساختارهای اقتصادی مشابه، به سطح یکنواخت مشترکی همگرا خواهند شد. به‌طوری‌که در بلندمدت نابرابری درآمدی بین کشورها محو نخواهد شد و توزیع درآمد سرانه بین کشورها به سمت دو قله‌ای شدن یا حتی چند قله‌ای شدن حرکت خواهد کرد. در ادبیات اقتصادی این برداشت از فرضیه همگرایی به همگرایی باشگاهی معروف است. مفهوم باشگاه‌های همگرایی در ادبیات فرضیه همگرایی ابتدا از سوی بامول (۱۹۸۹) مطرح شد، سپس روش‌شناسی تجربی برای آزمون این مدل از سوی کواه[1] (۱۹۹۶ و ۱۹۹۷) توسعه یافته است (علمی و رنجبر، ۱۳۹۲). در ادبیات اقتصادی همگرایی باشگاهی کشورها (مناطق) در گروه‌های متفاوت، طوری طبقه‌بندی می‌شوند که کشورها (مناطق) داخل هرکدام از گروه‌ها، مشابه هم بوده ولی خود گروه‌ها متفاوت از هم باشند. دورلاف و جانسون[2] (۱۹۹۲، ۱۹۹۵) بیان کردند که مطابق یافته‌های آن‌ها این نوع همگرایی زمانی برقرار می‌گردد که سطوح یکنواخت درآمد سرانه بین استان‌های با درآمد بالا، مشابه و بین اقتصادهای با درآمد پایین مشابه یکدیگر باشد بدین صورت که درآمد سرانه اقتصادهای با درآمد سرانه پایین، به سمت میانگین تعادلی خود و درآمد سرانه اقتصادهای با درآمد سرانه بالا نیز به سمت میانگین تعادلی خود همگرا می‌شوند (بارو و سالا - ای مارتین، ۱۹۹۰). برای بررسی آزمون همگرایی باشگاهی، ابتدا با استفاده از روش مقطعی، مدل مناسبی برای آزمون همگرایی شرطی برآورد می‌شود. رویکرد کلاسیک همگرایی شامل انجام یک رگرسیون مقطعی و تصریح عمومی مدل مقطعی به صورت زیر است:

$$Gy_i = \propto + \beta \ln y_{i,0} + \emptyset\, z_i + \varepsilon_i \qquad (۲)$$

در معادله (۲)، Gy_i متوسط نرخ رشد اقتصاد i طی دوره مورد نظر می‌باشد که برابر با $Gy_i = lny_{i,T} - lny_{i,0}$ است. $(lny_{i,0})$ لگاریتم مصرف سرانه در ابتدای دوره و $lny_{i,T}$ لگاریتم درآمد سرانه در انتهای دوره است. Z بردار متغیرهای کنترل، عموماً شامل متغیرهایی است که روی سطح یکنواخت مصرف سرانه تأثیرگذار هستند. ε_i جمله خطای تصادفی، i مقطع است که i در $lny_{i,0}$ مربوط به سال ابتدایی می‌باشد و α عرض از مبدأ مدل است.

---

[1]. Quah (1996 and 1997)
[2]. Durlauf and Johnson (1992, 1995)

۲-۱-۴- همگرایی خوشه‌ای

چارچوب آزمون log t

همان‌طور که گفته شد، رویکرد سری‌های زمانی به مطالعه همگرایی، در پژوهش‌های کارلینو و میلس[1] (۱۹۹۲) و برنارد و دورلاف (۱۹۹۵-۱۹۹۶) آمده است؛ که مفهوم همگرایی تصادفی[2] را بر پایه‌ی ویژگی‌های ایستایی متغیر تحت بررسی بسط داده‌اند. دو متغیر متحرک، در صورتی همگرا می‌شوند که بین آن‌ها رابطه همگرایی به صورت ترکیب خطی وجود داشته باشد. این تعریف همگرایی را می‌توان با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی سری زمانی به صورت تجربی مورد آزمون قرارداد. فیلیپس و سول[3] (۲۰۰۷) و (۲۰۰۹) بیان کردند زمانی که تکنولوژی در میان کشورها ناهمگون است و سرعت همگرایی وابسته به زمان است، آزمون‌های سنتی همگرایی ناکافی هستند. فیلیپس و سول (۲۰۰۷) و (۲۰۰۹) برای محاسبه ناهمگنی انتقالی زمانی[4]، ناهمگنی سری زمانی و مقطعی[5] را در پارامترهای نظریه نئوکلاسیک رشد مطرح می‌کنند.

روش آزمون رگرسیون log t، که بر مبنای پارامتر انتقال نسبی، توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) پیشنهاد شده است با مدل (۳) آغاز می‌شود. اگر X نشان‌دهنده‌ی شاخص نابرابری باشد مدل با تعیین یک متغیر زمان به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$X_{it}=\delta_{it}\mu_t \qquad (۳)$$

که هر دو جز δ_{it} و μ_t متغیر با زمان بوده و ممکن است عنصر منحصر به فرد δ_{it} در طول زمان رفتارهای خاص دلخواهی از خود نشان دهد. فیلیپس و سول δ_{it} را به صورت نیمه پارامتریک مدل‌بندی می‌کنند. داده X_{it} را می‌توان به صورت زیر تجزیه کرد:

---

1. Carlino and Mills (1992)
2. Stochastic Convergence
3. Phillips and Sul (2007) (2009)
4. Temporal Transitional Heterogeneity
5. Cross-Sectional

$$X_{it}=a_{it}+g_{it} \qquad (۴)$$

که در آن g_{it} نشان‌دهنده‌ی اجزای سیستماتیک[۱] می‌باشد که شامل اجزای ثابتی[۲] است که منجر به وابستگی سطح مقطع می‌شود و a_{it} نشان‌دهنده اجزای ناپایدار[۳] است. مشخصات پارامتری برای g_{it} و a_{it} ممکن است شامل بسیاری از فرآیندهای خطی و غیر خطی و ثابت و غیر ثابت باشد. مشخص است که عبارت (۴) ممکن است ترکیبی از هر دو جزء مشترک و منحصر به فرد عنصرهای g_{it} و a_{it} باشد. به منظور تفکیک اجزای مشترک و منحصر به فرد، عبارت (۴) در عبارت (۳) قرار داده می‌شود، یعنی تمام برای مقادیر t و i:

$$X_{it}=\left(\frac{a_{it}+g_{it}}{\mu_t}\right)\mu_t=\delta_{it}\mu_{it} \qquad (۵)$$

که μ_t یک جزء مشترک واحد و δ_{it} یک جزء منحصر به فرد متغیر با زمان است. برای مثال، μ_t اگر نشان دهنده یک جزء روند مشترک در پنل باشد آنگاه δ_{it} مقدار نسبی μ_t را از i در زمان t اندازه می‌گیرد. اگرچه δ_{it} شکلی از فاصله اقتصادی بین μ_t و X_{it} است.

عبارت (۵) یک مدل با عامل متغیر زمان از عبارت (۳) است که در آن فرض می‌شود μ_t یک سری رفتارهای معین و یا تصادفی[۴] دارد که نشان‌دهنده جزء گذرای[۵] a_{it} در $t\to\infty$ می‌باشد. برای برای اندازه‌گیری عنصر انتقالی[۶] δ_{it} نسبت به متوسط پنل در زمان t یک پارامتر انتقال نسبی h_{it} به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$h_{it}=\frac{X_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}X_{it}}=\frac{\delta it}{\sum_{i=1}^{N}\delta it} \qquad (۶)$$

مشخصه‌های آماری h_{it} در نظریه فیلیپس و سول (۲۰۰۷) ارائه شده است که به صورت زیر خلاصه می‌شود. ابتدا میانگین مقطع h_{it} که طبق تعریف، ۱ است، سپس اگر عنصر انتقالی δ_{it} به δ همگرا شود، h_{it} به ۱ همگرا می‌شود در نتیجه تغییرات سطح مقطع h_{it} به صفر همگرا می‌شود.

---

1. Systematic Components
2. Common Components
3. Transitory Components
4. Deterministic or Stochastically Trending Behavior
5. Transitory Component
6. Loading Coefficient

پس وقتی $t\to\infty$ داریم:

$$\sigma^2 = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(h_{it}-1)^2 \to 0 \qquad (۷)$$

برای فرموله کردن آزمون آماری همگرایی، فیلیپس و سول یک فرم نیمه پارامتری عمومی را برای رفتار متغیر زمان δ_{it} به صورت فرمول زیر مطرح کردند:

$$\delta_{it} = \delta_i + \sigma_{it}\varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

$$t\sigma_{it} = \frac{\sigma_i}{L(t)t^{\alpha}} \geq ۱ \quad , \delta i>۱ \qquad \text{برای همه } i\text{ها}$$

که α نمایانگر نرخ تنزل[1] و $L(t)$ یک تابع با تغییرات ملایم است که هر دو مجاز به تغییر روی i می‌باشند. آزمون همگرایی، آزمون رگرسیون t از فرضیه صفر همگرایی می‌باشد.

$$H_0: \delta_i = \delta \quad , \alpha\geq 0 \qquad (۹)$$

$$H_A: \delta_i\neq\delta \quad \alpha<0 \qquad \text{فرضیه آلترناتیو برای تمام } i\text{ها}$$

برای آزمون (صفر) (۹)، فیلیپس و سول رگرسیون $\log t$ زیر را پیشنهاد داده‌اند:

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\log L(t) = \hat{a} + \hat{b}\log t + \hat{u_t} \qquad (۱۰)$$

$$t = [rT], [rT]+1, \dots., T, \quad r>0$$

که در آن $\frac{H_1}{H_t}$ نسبت تغییرات میانگین مقطعی است:

$$Ht = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(h_{it}-1)^2 \qquad (۱۱)$$

این رگرسیون از رابطه $L(t) = \log(t+1)$ استفاده می‌کند و ضریب تعیین شده برای $\log t$، $\hat{b} = 2\,\hat{\alpha}$ است که $\hat{\alpha}$ برآوردی از α در H_0 است. در ادامه یک همبستگی و آزمون t یک طرفه

[1]. Decay Rate

ناهمسانی واریانس[1] برای فرضیه صفر $\alpha\geq0$، آزمون می‌شودکه از $\hat{b}$ و خطای استاندارد HAC[2] استفاده می‌کند. برای مثال در سطح ۵ درصد، فرضیه صفر همگرایی در صورتی که $t_b<-1.65$ باشد، رد می‌شود. تحت فرضیه‌ی همگرایی، برای یک N معلوم وقتی $t\to\infty$، $h_{it}\to1$ و $H_t\to0$. پس تحت همگرایی $\log\frac{H1}{Ht}$ به بی‌نهایت واگرا می‌شود به طور مشابه 2log(Lt) وقتی $\alpha=0$ و یا $2\alpha=\log t$ وقتی $\alpha>0$. بنابراین وقتی فرضیه صفر H_0 اعمال می‌شود، متغیرهای وابسته $\alpha=0$ یا $\alpha>0$ واگرا می‌شوند. واگرایی $\log\frac{H_1}{H_t}$ متناسب با $H_t\to0$ است وقتی $t\to\infty$ می‌باشد. بنابراین H_0 به راحتی در شرایط نابرابری ضعیف فرض صفر $\alpha\geq0$ آزمون شده است. چون α مقداری عددی و $\hat{\propto}=\frac{1}{2}\hat{b}$ می‌باشد، این فرضیه صفر (پارامتر تخمین b مثبت یا منفی) را می‌توان با استفاده از یک آزمون t یک طرفه ساده آزمون کرد.

بر اساس فرضیه واگرایی H_A، برای مثال، وقتی $\delta i\neq\delta$ برای تمام iها، H_t به یک مقدار مثبت همگرا می‌شود. بنابراین طبق H_A متغیر مستقل $\log(\frac{H_1}{H_t})-2\text{Log L(t)}$ برخلاف فرض H_0، به $-\infty$ واگرا می‌شود در حالی که $\log\frac{H1}{Ht}$ به ∞ واگرا می‌شود. عبارت -2logL(t) نقش تابع خطا[3] را دارد و کارکرد آزمون را بهبود می‌بخشد، به آزمون روی ضریب رگرسور log t کمک می‌کند تا log L(t) در وضعیت‌های مختلف، رفتارهای متمایزی از خود نشان دهد. r به عنوان پارامتر چینش[4] است و بر این دلالت دارد r درصد اول داده‌ها نادیده گرفته شده‌اند. فیلیپس و سول (۲۰۰۷) بر پایه‌ی تجربیات شبیه سازی‌شان $r=0/3$ را تعیین کردند. پارامتر اصلی آزمون همگرایی b، به $\propto$ وابسته است. در واقع فیلیپس و سول (۲۰۰۷) نشان دادند که مقدار کامل log t برابر با $\hat{b}=2\hat{\propto}$ است.

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات خارجی

آبرامویتز[5] (۱۹۸۶) با استفاده از داده‌های بهره‌وری نیروی کار ۱۶ کشور صنعتی و با استفاده از

---

1. Heteroskedasticity-Robust
2. Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Standard
3. Penalty Function
4. Trimming Parameter
5. Abramovitz (1986)

روند میانگین[1] و ضریب همبستگی[2] بین نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار و مقدار اولیه بهره‌وری نیروی کار، به بررسی تجربی همگرایی پرداخت. شواهد حاکی از آن است که بین نرخ رشد و سطح بهره‌وری نیروی کار رابطه‌ای منفی و معنی‌دار وجود دارد و کشورهای صنعتی گرایش به همگرایی نشان می‌دهند.

بارو و سالا - ای مارتین (۱۹۹۲) همگرایی سیگما و بتا را بین ۴۸ ایالت در آمریکا طی دوره‌ی زمانی ۱۸۸۰ تا ۱۹۹۰ بررسی کرده‌اند. نتیجه‌ی بررسی نشان داد که در بین این نواحی همگرایی از نوع سیگما و بتا وجود داشته است و مناطق مورد بررسی به لحاظ درآمد سرانه در حال نزدیک شدن به هم هستند. بارو و سالا - ای مارتین (۱۹۹۲) برای ۴۷ منطقه در ژاپن طی ۱۹۳۰ تا ۱۹۹۰ نیز این مطالعه را انجام دادند. نتیجه‌ی مطالعه نشان داد که ضریب همگرائی مطلق (غیر شرطی) برای تمام طول دوره ۰/۰۱۲ بود اما ضریب همگرایی شرطی ۰/۰۳۱ تخمین زده شد. از این رو، در مجموع همگرایی بین نواحی مختلف ژاپن در درآمد سرانه وجود دارد و این مناطق با سرعتی بیشتر از مناطق آمریکا در حال همگرایی هستند.

سامرز و هستن[3] (۱۹۹۳) برای نمونه‌ای از ۱۱۸ کشور در سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۵ به آزمون همگرایی مطلق این کشورها پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که کشورهای با درآمد سرانه بالاتر (توسعه‌یافته‌تر) سریع‌تر از کشورهای با درآمد سرانه پایین‌تر رشد کرده‌اند. از این رو فرضیه همگرایی مطلق در نمونه مورد نظر رد می‌شود.

چاودری[4] (۲۰۰۵) با روش OLS به بررسی همگرایی در درآمد سرانه ۹ کشور ASEAN[5] در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۶۰ پرداخته است. یافته‌ها حاکی از آن است که وجود همگرایی مطلق و شرطی بتا و همگرایی سیگما را نمی‌توان در بین این کشورها پذیرفت و نیروهای رشد بلندمدت در کشورهای آسه آن وجود ندارد. همچنین، نبود همگرایی در بین این کشورها را دلیلی بر تأیید مدل‌های رشد درون‌زا دانسته‌اند.

---

1. Process Mean
2. Correlation Coefficient
3. Summers and Heston (1993)
4. Chowdhury (2005)
5. Association of Southeast Asian Nations

هیگینز، لوی و یانگ[1] (۲۰۰۶) با استفاده از مشاهدات مقطعی ایالات آمریکا در دوره‌ی زمانی ۹۸-۱۹۷۰ به بررسی همگرایی بتا با روش حداقل مربعات معمولی OLS[2] و حداقل مربعات غیر خطی NLS[3] برای همگرایی بتا و آزمون مربوط به همگرایی سیگما پرداخته‌اند. نتایج، وجود همگرایی مطلق بتا و واگرایی سیگما، حتی درون هریک از ایالات به طور جداگانه- را تأیید می‌کند.

لوپز (۲۰۰۸)[4] همگرایی منطقه‌ای ۱۵ کشور اتحادیه اروپا را در دوره‌ی ۹۹-۱۹۸۲ با استفاده از رگرسیون داده‌های پانلی یا اثرات ثابت آزمون نمود و نتایج حاکی از رابطه‌ای منفی و معنادار میان سطوح درآمدی و نرخ‌های رشد بوده که نشان‌دهنده همگرایی است.

عدنان و همکاران[5] (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی بین کشورهای آسیای شمالی شمالی و شرقی در سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۳ به آزمون همگرایی درآمدی مطلق (بتا و سیگما) و آزمون همگرایی درآمدی شرطی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر عدم پذیرش همگرایی مطلق است، اما همگرایی درآمد شرطی برای کشورهای آسیای شمالی و شرقی تأیید می‌شود.

لی و تام[6] (۲۰۱۰) با استفاده از داده مدل همگرایی درآمدی کارلینو و ملیس (۱۹۹۳)[7] و با استفاده استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی بین سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۸۲ در سرزمین اصلی چین، هنگ کنگ و ماکائو به آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که در بلندمدت درآمد این کشورها، هیچ گرایشی به دور شدن از متوسط درآمد گروه ندارد که در واقع دلالت بر همگرایی درآمدی بین این کشورها است.

تیماکوآ[8] (۲۰۱۱) با استفاده از روش مدل سولو به بررسی همگرایی شرطی در ۸۶ کشور در طول دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰ پرداخته است و نتایج بیانگر آن است که همگرایی مطلق وجود ندارد و همگرایی مشروط به سرمایه‌گذاری و جمعیت و سرمایه انسانی را تأیید می‌کند.

مانفورت و همکاران[9] (۲۰۱۳) با استفاده از روش خوشه‌ای فیلیپس و سولو و داده‌های تولید سرانه کارگر به بررسی همگرایی بین کشورهای عضو اتحادیه اروپا در دوره‌ی ۲۰۰۹-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. نتایج، شواهدی از نرخ رشد اقتصادی مختلف در اروپا را نشان می‌دهد، که واگرایی در اتحادیه

---

1. Higgins, Levy & Young (2006)
2. Ordinary Least Squares
3. Nonlinear Least Squares
4. Lopez (2008)
5. Adnan et al (2010)
6. Lie and Tam (2010)
7. Carlino and Mills (1993)
8. Timakova (2011)
9. Monfort et al (2013)

اروپا را تأیید می‌کند. در میان کشورهای عضو اتحادیه اروپا، دوکلوب همگرایی، تشکیل می‌شود که در واقع به کشورهای منطقه یورو همگرا نبودند.

آندرآنو و همکاران[1] (۲۰۱۳) در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۵۰ با استفاده از همگرایی نوع بتا به بررسی روند رشد اقتصادی در بین ۲۶ کشور منطقه MENA[2] پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که GDP سرانه کشورهای فقیر به سمت کشورهای غنی همگرا شده است.

کاپرال و همکاران[3] (۲۰۱۵) با استفاده از روش غیر خطی فیلیپس و سولو به بررسی همگرایی بین بازارهای سهام پنج کشور (آلمان، فرانسه، هلند، ایرلند و بریتانیا) اتحادیه اروپا و ایالات متحده در سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۳ پرداخته‌اند. تقسیم مقاطع به دو زیرگروه از جمله کشورهای منطقه یورو با بریتانیا و ایالات متحده به ترتیب، شواهدی از یک روند همگرایی و واگرایی را نشان می‌دهد.

تیان و همکاران[4] (۲۰۱۶) با استفاده از همگرایی خوشه‌ای پیشنهاد شده توسط فیلیپس و سول به بررسی نابرابری درآمدی بین مناطق چین پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد در آن مناطق دوکلوب همگرایی شامل هفت استان شرقی ساحلی (شانگ‌های، تیانجین، جیانگسو، ژجیانگ، گوانگدونگ، شاندونگ، و فوجیان) و مغولستان داخلی، همگرا به سمت کلوب درآمد بالا و استان‌های باقیمانده همگرا به کلوب کم‌درآمد وجود دارد. همچنین نابرابری در کلوب‌ها با سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی و انسانی و نرخ رشد جمعیت در ارتباط است.

۳-۲- مطالعات داخلی

افشاری (۱۳۷۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان همگرایی در درآمد سرانه در استان‌های ایران (آزمون نظریه سولو-سوان) طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۴ به بررسی همگرایی مطلق بین استان‌ها پرداخته است. در این مطالعه سرعت همگرایی بین مناطق ایران در طول دوره مورد بررسی ۱/۱۵۷ بوده است یعنی هر ساله ۰/۵۷ درصد از شکاف سرانه استانی کاسته می‌شود. همین‌طور نشان داده است که همگرایی نوع سیگما در استان‌ها تقریباً وجود ندارد و از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۴ پراکندگی

---

1. Andreano et al (2013)
2. Middle East and North Africa
3. Caporale et al (2015)
4. Tian et al (2016)

درآمدهای استانی رو به افزایش بوده به طوری که از ۰/۱ در سال ۱۳۷۰ به ۰/۲۴۳ در سال ۱۳۷۴ رسیده است.

آذربایجانی (۱۳۸۳) همگرایی اقتصادی کشورهای حوزه‌ی دریای خزر و جمهوری قفقاز را بر اساس مدل همگرایی بتای شرطی بررسی کرده و سرعت همگرایی شرطی را ۰/۷۷ برآورد کرده است که بیانگر همگرایی درآمدی در این کشورها می‌باشد.

رحمانی و عسگری (۱۳۸۴) به بررسی همگرایی منطقه‌ای در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۶۹ برای ۲۴ استان کشور پرداختند. در این پژوهش به دلیل وجود شباهت در رفتار دو متغیر از داده‌های مربوط به سپرده دیداری به جای محصول سرانه استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان داد، همگرایی بتا چه به صورت مطلق و چه به صورت شرطی برای سپرده‌های دیداری سرانه استان‌ها تأیید نمی‌شود. همچنین همگرایی سیگما نیز تأیید نمی‌شود.

فروغی پور (۱۳۸۵) در پژوهشی به بررسی همگرایی اقتصادی سیگما و بتا (مطلق) در بین یازده کشور عضو اوپک در دوره ۲۰۰۴-۱۹۷۰ پرداخته است. بر اساس نتایج این پژوهش، همگرایی مطلق بتا و سیگما در بین کشورهای مورد بررسی وجود دارد.

یاوری (۱۳۸۷) همگرایی سطح رفاه استان‌ها بر اساس مصرف سرانه را در سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۷۳ بررسی کرده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، بر اساس بررسی وضعیت همگرایی بتا با روش رگرسیون غیر خطی و اقتصادسنجی فضایی، فرض وجود همگرایی مصرف سرانه بین استان‌ها پذیرفته می‌شود.

غلامی حیدریانی (۱۳۹۰) به بررسی همگرایی اقتصادی بین استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷ با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی می‌پردازد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین استان‌های ایران همگرایی بتای مطلق وجود ندارد ولی همگرایی بتای شرطی بین استان‌های ایران برقرار می‌باشد. نتایج بررسی آزمون همگرایی باشگاهی نشان می‌دهد، می‌توان استان‌ها را در دو گروه ده‌تایی (استان‌های با درآمد پایین) و بیست‌تایی (استان‌های با درآمد بالا) طبقه‌بندی نمود. با توجه به نتایج بدست آمده در بررسی همگرایی برای گروه درآمدی پایین وجود همگرایی مطلق (میل به یک استاندارد خاص) تأیید می‌شود ولی برای گروه درآمدی بالا تمایل به سمت یک استاندارد خاص تأیید نمی‌شود. همچنین بر پایه آزمون همگرایی سیگما، پراکندگی GDP سرانه واقعی بین استان‌ها در طول دوره مورد مطالعه، تمایل به کاهش داشته است.

کریم زاده و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از سه روش آزمون همگرایی سیگما، آزمون تایل و آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی به بررسی وجود همگرایی یا واگرایی بین کشورهای D8[1] طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۶۵ پرداختند. نتایج این سه روش همگی از واگرایی درآمدی بین کشورهای عضو این گروه حکایت دارد.

علمی و رنجبر (۱۳۹۲) در مقاله‌ای فرضیه‌ی تشکیل همگرایی باشگاهی بین GDP سرانه‌ی واقعی استان‌های ایران با استفاده از رگرسیون چندکی ناپارامتریک و رویکرد پویایی‌های توزیع طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۹ را آزمون کردند. نتایج تحقیق حاکی از شکل‌گیری دو باشگاه همگرایی بین استان‌های کشور است که اکثراً به سمت باشگاه فقیر در حال همگرایی‌اند. همچنین، محاسبه‌ی سرعت همگرایی حاکی از ناهمگونی شدید بین الگوهای رشد اقتصادی استان‌هاست. به طوری که برای ارتقای GDP سرانه استان‌های فقیر به سمت باشگاه ثروتمند به دوره‌ی زمانی بین ۲۰ تا ۳۰ سال نیاز است.

شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی شدت عدم تعادل فضایی و منطقه‌ای رفاه در سال ۱۳۹۰ در استان‌های ایران پرداخته‌اند. یافته‌های تحقیق بیانگر آن است که بیشترین سطح رفاه سرانه، مربوط به استان‌های تهران، بوشهر و مرکزی و کمترین سطح رفاه مربوط به استان سیستان و بلوچستان می‌باشد. همچنین در اکثر استان‌های غیر برخوردار، رتبه مالیات سرانه و متوسط نرخ مالیاتی بالاتر از رتبه درآمد سرانه است.

۴- آمار توصیفی

۴-۱- روند مصرف واقعی سرانه

در این قسمت به بررسی روند متوسط مصرف واقعی خانوار پرداخته می‌شود. جدول ۱ میانگین متوسط مصرف هر خانوار (به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۷۶) در طول سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۹ را بین استان‌های کشور نشان می‌دهد. با توجه به این جدول بالاترین مصرف سرانه واقعی خانوار مربوط به استان تهران با ۴۴۴۹۱۴/۶۷ ریال متوسط مصرف خانوار است و پایین‌ترین آن مربوط به استان

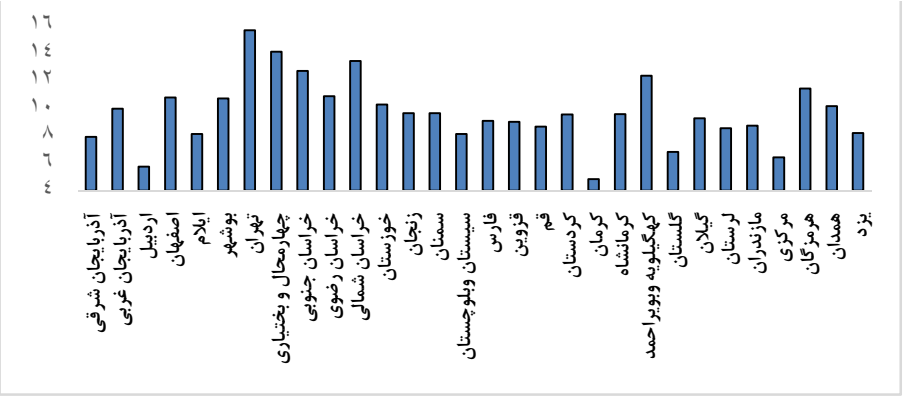
[1]. Eight Developing Islamic Countries

سیستان و بلوچستان با ۱۷۵۷۴۸/۲۴ ریال است. در مورد رشد مصرف سرانه واقعی در دوره‌ی مورد بررسی، می‌توان گفت که بالاترین نرخ رشد مصرف، ۱۵/۶۳۷ و ۱۴/۰۷۶ و ۱۳/۴۰۳ درصد است که به ترتیب شامل استان‌های تهران، چهارمحال و بختیاری و خراسان شمالی است و پایین‌ترین رشد مصرف با ۴/۸۴۲ و ۵/۷۲۸ درصد مربوط به استان کرمان و اردبیل است.

جدول ۱: میانگین مصرف واقعی سرانه (قیمت ثابت ۷۶)، رشد سرانه در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۹ (میلیون ریال)

استان‌ها	مصرف واقعی سرانه	رشد مصرف سرانه
آذربایجان شرقی	۲۲۶۳۹۷/۴۸	۷/۹۱
آذربایجان غربی	۲۴۱۴۲۵/۰۰	۹/۹۵
اردبیل	۲۴۸۰۴۰/۴۵	۵/۷۳
اصفهان	۲۵۵۳۴۷/۶۵	۱۰/۷۵
ایلام	۲۶۱۴۱۰/۵۱	۸/۱۱
بوشهر	۲۳۹۲۴۲/۸۲	۱۰/۷۰
تهران	۴۴۴۹۱۴/۶۴	۱۵/۶۴
چهارمحال و بختیاری	۲۴۵۴۹۸/۳۲	۱۴/۰۸
خراسان جنوبی	۲۴۱۷۰۴/۳۸	۱۲/۶۹
خراسان رضوی	۲۶۴۴۹۰/۵۴	۱۰/۸۶
خراسان شمالی	۲۳۹۵۹۳/۰۹	۱۳/۴۰
خوزستان	۲۵۲۷۸۶/۵۴	۱۰/۲۴
زنجان	۲۳۰۳۲۸/۴۳	۹/۶۱
سمنان	۱۹۳۵۲۰/۱۰	۹/۶۱
سیستان و بلوچستان	۱۷۵۷۴۸/۲۴	۸/۱۱
فارس	۲۷۰۹۰۱/۶۸	۹/۰۶
قزوین	۲۴۹۲۱۷/۳۸	۹/۰۰
قم	۱۸۸۱۲۵/۴۳	۸/۶۴
کردستان	۲۰۳۰۷۱/۱۰	۹/۵۳
کرمان	۲۰۴۷۳۹/۱۰	۴/۸۴
کرمانشاه	۲۳۵۴۱۷/۲۹	۹/۵۵
کهکیلویه و بویراحمد	۲۶۷۸۹۴/۵۸	۱۲/۳۳
گلستان	۲۰۴۵۸۵/۳۵	۶/۸۱
گیلان	۲۴۸۹۶۹/۷۴	۹/۲۶
لرستان	۲۳۵۴۰۴/۴۹	۸/۵۳
مازندران	۲۵۸۵۷۰/۷۰	۸/۷۰
مرکزی	۳۷۳۵۸۶/۴۴	۶/۴۰
هرمزگان	۲۷۵۸۲۸/۹۳	۱۱/۴۲
همدان	۱۹۹۰۳۵/۰۶	۱۰/۱۳
یزد	۱۹۲۴۸۹/۴۳	۸/۱۸

منبع: محاسبات آماری پژوهش



نمودار ۱: رشد مصرف سرانه (درصد) در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۹

۵- روش پژوهش

۵-۱- نتایج تحلیل‌ها

۵-۱-۱- نتایج آزمون ریشه واحد

در این بخش برای بررسی آزمون ریشه واحد، از آزمون‌های لین، لوین و چو[1]، بریتونگ[2]، ایم، پسران و شین[3]، دیکی-فولر تعمیم یافته[4]، فیلیپس پرون[5] و هادری[6] استفاده شده است. آزمون‌ها، فرضیه صفر را وجود ریشه واحد در نظر می‌گیرند، در حالی که آزمون هادری فرضیه صفر را عدم وجود ریشه واحد در نظر می‌گیرد، اگر فرضیه صفر پذیرفته شود ریشه واحد وجود دارد و در غیر این صورت ریشه واحد وجود ندارد (غلامی حیدریانی، ۱۳۹۰). نتایج پژوهش بیانگر این است که در آزمون‌های ریشه واحد (به غیر از آزمون هادری)، prob>۰/۰۵ و فرض اول (وجود ریشه واحد) پذیرفته می‌شود که نشان می‌دهد همگرایی مطلق برقرار نیست. در حالت با عرض از مبدأ

---

1. Line, Levin & Chui (LLC)
2. Breitung
3. Im, Pesaran & Shin (IPS)
4. Augmented Dicky Fuller (ADF)
5. Phillips-Perron (PP)
6. Hadri

نیز prob>۰/۰۵ است و فرض اول پذیرفته می‌شود یعنی ریشه واحد وجود دارد و همگرایی شرطی برقرار نیست. نتایج آزمون هادری با فرض آلترناتیو بیان شده است چون prob< ۰/۰۵ فرضیه‌ی صفر مدل هادری با در نظر گرفتن عرض از مبدأ رد می‌شود. بنابراین مطابق این آزمون، همگرایی شرطی برای مصرف سرانه استان‌ها برقرار نمی‌باشد. در این پژوهش، برای جلوگیری از طولانی شدن متن، جداول مربوط به نتایج ریشه واحد حذف شده‌اند.

۵-۱-۲- نتایج بررسی همگرایی باشگاهی استان‌های کشور

در این قسمت، به بررسی همگرایی باشگاهی مصرف سرانه پرداخته می‌شود. همان‌طور که قبلا گفته شد، بررسی همگرایی باشگاهی چهار مرحله دارد: ۱) منظم کردن استان‌ها از کوچک به بزرگ بر اساس متوسط رشد اقتصادی دوره مورد بررسی. ۲) برآورد رابطه مربوط به همگرایی شرطی استخراج شده از الگوی سولو با استفاده از داده‌های مقطعی مرتب شده مربوط به استان‌ها. ۳) انجام آزمون شکست ساختاری چاو. ۴) انجام آزمون همگرایی برای هرکدام از باشگاه‌ها.

برای بررسی آزمون همگرایی باشگاهی، مدل زیر بعد از مرتب کردن رشد متوسط مصرف سالانه سرانه استان‌ها از کوچک به بزرگ به شرح جدول ۲ و با استفاده از روش OLS مورد برآورد قرار گرفته است. در معادله (۱۲)، Gc برابر است با $GC = lnc_{i,T} - \ln c_{i,0}$ (لگاریتم مصرف سرانه در ابتدای دوره و لگاریتم مصرف سرانه در انتهای دوره) و $lncy79$ مصرف سرانه سال ۱۳۷۹ است و برای متغیرهای کنترل از ارزش افزوده ($lnvalue79$) و سرمایه‌گذاری خصوصی ($lninv79$) استفاده شده است.

$$Gc = \propto_0 + \propto_1 lncy79 + \propto_2 lnvalue + \propto_3 lninv79 \qquad (۱۲)$$

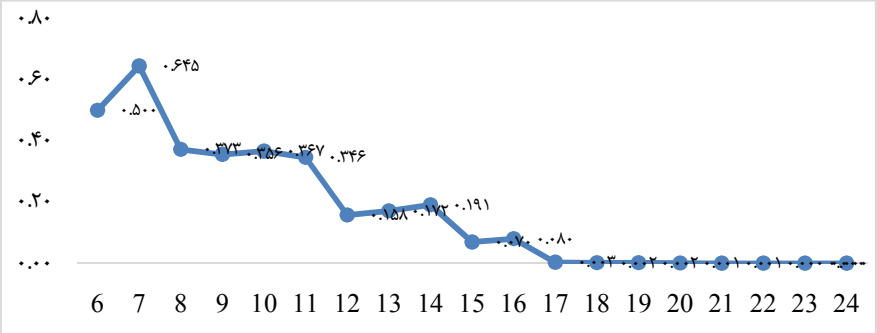
برای به کار بردن این روش، اگر معادله (۱۲) بدون لحاظ متغیرهای شرطی (کنترل) برآورد شود و ضریب $\propto_1$ برآورد شده بین صفر و منفی یک ($0 > \propto_1 > -1$) باشد، فرضیه همگرایی مطلق $\propto_1$ برقرار می‌باشد؛ اما اگر متغیرهای شرطی (کنترل) وارد مدل شوند و ضریب $\propto_1$ برآورد شده بین صفر و منفی یک باشد، در این صورت فرضیه همگرایی شرطی $\propto_1$ برقرار است. بر اساس جدول ۲ مشاهده می‌شود که چون $\propto_1$ ضریب $lncy79$ (با وارد شدن متغیرهای کنترل) بین صفر و منفی یک قرار دارد پس همگرایی شرطی برای مصرف سرانه بین استان‌ها برقرار است.

جدول ۲: بررسی آزمون همگرایی شرطی سرانه متوسط مصرف خانوار با استفاده از روش مقطعی (متغیر وابسته Gc)

	Coefficient	Prob
C	۴/۲۴۸	۰/۲۰۷۱
Lnvalue	۰/۰۰۷۱	۰/۸۸۵۱
Lninv79	۰/۲۳۳۸	۰/۰۱۲۱
Lncy79	-۰/۶۰۰۷	۰/۰۳۱۸
R^2		۰/۲۹۹۷

منبع: محاسبات آماری پژوهش

بعد از تخمین مدل مناسب برای بدست آوردن گروه‌های مختلف مصرفی، طبق مطالعات انجام شده‌ی دورلاف و جانسون (۱۹۹۲، ۱۹۹۵) برای شناسایی گروه‌هایی که در همگرایی باشگاهی بررسی می‌شوند باید از شکست ساختاری چاو استفاده کرد. فرضیه صفر در این آزمون، برابری پارامترها برای تمامی اقتصادها می‌باشد و اگر فرضیه صفر رد شود یعنی شکست ساختاری روی دهد می‌توان نتیجه گرفت که اقتصادهای قبل از شکست یا بین دو شکست تشکیل یک گروه می‌دهند.



نمودار ۲: نتایج شکست ساختاری متوسط مصرف سرانه

بر اساس نمودار ۲ در هیچکدام از مشاهدات شکست ساختاری اتفاق نمی‌افتد. به عبارت دیگر، کل استان‌ها را می‌توان در یک گروه استانی دسته‌بندی کرد.

بعد از به دست آوردن گروه‌های مختلف استانی، برای بررسی همگرایی باشگاهی می‌توان همگرایی شرطی و مطلق را در هر یک از گروه های مصرفی مورد بررسی قرار داد اما در اینجا چون یک گروه تشکیل می گردد، نتایج همانند نتایج آزمون ریشه واحد است.

۵-۱-۳- بررسی نتایج همگرایی مصرف سرانه در استان‌های ایران با تحلیل خوشه‌ای

در این قسمت پژوهش، با استفاده از رویکرد نسبتاً جدید فیلیپس و سول (۲۰۰۷) یعنی الگوریتم خوشه‌ای، همگرایی مصرف بین استان‌های ایران بررسی می‌شود. اولین مزیت این روش نسبت به سایر روش‌ها این است که آزمون همگرایی نسبی (بر اساس متوسط مقاطع) برخلاف همگرایی در سطح برنارد و دورلاف[1] را ارائه می‌دهد. دوم اینکه از آن‌جا که آزمون ریشه واحد ممکن است، سری‌های تدریجی همگرا را ناایستا در نظر بگیرد، در این رویکرد این مسئله از طریق در نظر گرفتن اختلاف مصرف بین دو کشور (استان) یا گروه برطرف شده است. همچنین، تورش و نتایج آزمون‌های سنتی نیز برطرف می‌شود، زیرا در روش فیلیپس و سول، فرض ایستایی و ناایستایی متغیرها به عنوان اصل در نظر گرفته می‌شود. برای انجام این روش، از داده‌های مصرف سرانه برای سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۹ استفاده شده است. مشکل اصلی این مدل چگونگی پیدا کردن هسته‌ی گروه همگرایی است، که فیلیپس و سول (۲۰۰۷) یک روش چهار مرحله‌ای را پیشنهاد کردند.

۵-۱-۴- الف- الگوریتم خوشه‌ای برای تعیین همگرایی باشگاهی

همگرایی باشگاهی، مدل فیلیپس و سول (۲۰۰۷) شامل مراحل زیر است:

گام اول: رتبه‌بندی مقاطع با توجه به مشاهده‌ی نهایی

همگرایی در داخل باشگاه‌ها، زمانی که $T \to \infty$ می‌رود، معمولاً در مشاهدات پایانی مشخص است. ابتدا، مقاطع باید بر اساس روند نزولی مرتب شوند. در مواردی که فرار بودن X_{it} معنی‌دار است رتبه‌بندی باید بر اساس $\frac{1}{2}$ یا $\frac{1}{3}$ میانگین دوره زمانی پایانی صورت گیرد.

گام دوم: تشکیل هسته‌ی گروه k^*

با انتخاب اولین واحدهای k $(2 \leq k < N)$ رگرسیون $\log t$، برازش می‌شود. اگر $t_{\hat{b}}$ برای این مقادیر k بزرگ‌تر از ۱/۶۵- باشد، واحدهای دیگر یک به یک افزوده می‌شود و به همین ترتیب، مقدار $t_{\hat{b}}$ محاسبه می‌شود. این روند تا زمانی که $t_{\hat{b}}$ روند افزایشی به خود می‌گیرد و بزرگ‌تر از مقدار ۱/۶۵- (سطح معنی‌داری ۰/۰۵) می‌رسد ادامه داده می‌شود. پس از به دست آوردن مقادیر کوچک‌تر $t_{\hat{b}}$ نتیجه می‌شود که هسته‌ی گروه $k^*=k-1$ عضو تشکیل شده است. اگر $t_{\hat{b}}>-1/65$

[1]. Bernard and Durlauf

برای دو واحد اول برقرار نباشد، اولین استان را جدا کرده و رگرسیون log t برای استان دوم و سوم برازش می‌شود. این روند تا به دست آوردن دومین عضو گروه و $t_{\hat{b}}$>-۱/۶۵ ادامه داده می‌شود و به همین ترتیب، اگر هیچ کدام از استان‌ها در داخل نمونه، شرط بالایی را دارا نباشند؛ نتیجه می‌شود که هیچ گونه همگرایی در باشگاه‌ها یا گروه‌های مورد نظر وجود ندارد.

گام سوم: غربال کردن داده‌ها برای اعضای جدید مجموعه

بعد از شناسایی هسته‌ی گروه باشگاه، آزمون، برای واحدهای بعدی انجام می‌شود. در ادامه یکی از واحدهای باقی‌مانده را به اعضای k* هسته گروه اضافه کرده و رگرسیون log t برازش می‌شود. این کار، برای تمامی واحدهای خارج از هسته گروه ادامه می‌یابد. واحدهای با $t_{\hat{b}}$> c (c یک مقدار بحرانی است) انتخاب و به هسته گروه اصلی اضافه می‌شوند. سپس، آزمون log t برای کل گروه اجرا می‌شود. اگر $t_{\hat{b}}$>-۱/۶۵ باشد نتیجه، این است که گروه همگرا است. از سوی دیگر، سایر واحدهای جدا شده، گروه جدیدی را تشکیل می‌دهند و همین روند بالا، برای آن‌ها نیز تکرار می‌شود و بر اساس آن در مورد همگرایی در آن‌ها نتیجه می‌شود. اگر هیچ مقداری به غیر از گروه اصلی مقدار $t_{\hat{b}}$>-۱/۶۵ را نتیجه نداد، آن‌گاه، مجموعه‌ی همگرا فقط شامل هسته‌ی گروه است.

گام چهارم: قاعده‌ی توقف و بازگشتی

گروه دوم از تمام واحدهای خارج از کلوب[1] اول تشکیل می‌شود (به عبارتی دیگر واحدهای با مقادیر $t_{\hat{b}}$<c). آزمون log t برای کل گروه اجرا می‌شود اگر $t_{\hat{b}}$>-۱/۶۵ بود، به ترتیب بالا نتیجه‌ی مورد نظر استنباط می‌شود. در غیر این صورت، گام‌های ۱ تا ۳ برای این گروه جهت بررسی وجود یا عدم وجود زیرگروه‌ها انجام می‌شود. اگر هیچ kای در گام دوم با مقدار $t_{\hat{b}}$>-۱/۶۵ وجود نداشت، نتیجه این است که مقادیر باقی‌مانده واگرا هستند.

جدول ۳ تحلیل خوشه‌ای استان‌ها با متغیر وابسته سرانه متوسط مصرف یک خانوار با قیمت پایه ۷۶ را نشان می‌دهد. بعد از مرتب کردن استان‌ها از بالا به پایین، استان تهران با بالاترین سرانه متوسط مصرف یک خانوار به عنوان Base یا پایه انتخاب می‌شود و با دومین استان محاسبات انجام

[1]. Club

می‌شود و چون t_b محاسباتی، کوچک‌تر از ۱/۶۵- است پس استان تهران حذف و استان چهارمحال و بختیاری پایه می‌شود و با اضافه کردن استان هرمزگان، t_b بزرگ‌تر از ۱/۶۵- است، پس هسته‌ی اصلی تشکیل می‌گردد. استان‌های دیگر، تک تک به هسته اضافه می‌شوند و در این میان تنها با اضافه کردن استان کهکیلویه و بویر احمد، t_b بزرگتر از ۱/۶۵- و مثبت است پس نتیجه می‌شود در مرحله‌ی اول، بین سه استان (چهارمحال و بختیاری، هرمزگان و کهکیلویه و بویر احمد) همگرایی وجود دارد. در مرحله‌ی دوم؛ بین استان‌هایی که ضریب آن‌ها منفی شده است آزمون مجدداً تکرار می‌شود که در این مرحله، استان اصفهان به عنوان Base انتخاب می‌شود، خوزستان اضافه می‌گردد t_b، کوچک‌تر از ۱/۶۵- است پس خوزستان به عنوان Base انتخاب می‌شود. این روند تکرار می‌گردد تا زمانی که t_b محاسباتی، بزرگ‌تر از ۱/۶۵- شود. هسته‌ی گروه با Base شدن مازندران و اضافه کردن کرمانشاه تشکیل می‌گردد. سپس استان‌های دیگر، تک تک به هسته اضافه می‌شوند آن‌هایی که t_b، بزرگ‌تر از ۱/۶۵- داشته باشند، به هسته اضافه می‌شوند و بقیه حذف می‌گردند. مشاهده می‌شود که بین استان‌های ایران از لحاظ سرانه متوسط مصرف خانوار دوگروه همگرایی (چهار محال و بختیاری، هرمزگان و کهکیلویه و بویر احمد) و (کرمانشاه، آذربایجان غربی، خراسان جنوبی، قزوین، آذربایجان شرقی، ایلام، کردستان، زنجان و مازندران) تشکیل می‌شود. (s_1) ضریب گروه اصلی اول، (s_2) ضریب گروه اصلی دوم؛ (s_1^c) ضریب استان‌های باقی‌مانده با t_b محاسباتی، کوچک‌تر از ۱/۶۵- در گام اول و (s_2^c) ضریب استان‌های باقی‌مانده با t_b محاسباتی، کوچک‌تر از ۱/۶۵- در گام دوم می‌باشد.

جدول ۳: نتایج مراحل انجام تحلیل خوشه‌ای متوسط مصرف سرانه واقعی در کل کشور

Name	t-value				Name	t-value		Club	Log T
	Step1		Step2			Step1	Step2		
تهران	Base								$s_1$۰/۱۰=
چهارمحال‌وبختیاری	Base	-۴/۶۳	Core						s_1^c-۵/۳۱=
هرمزگان		۱/۰۰	Core	s_1					$S_2$۰/۲۵=
کهگیلویه وبویراحمد			۰/۱۰						s_2^c-۸/۱۵=
اصفهان			-۰/۵۵		اصفهان	Base			
خوزستان			-۰/۶۳		خوزستان	Base	-۱/۶۴		
گیلان			-۱/۳۶		گیلان	Base	-۲/۴۶		
فارس			-۲/۰۰		فارس	Base	-۱/۴۴		
بوشهر			-۲/۵۵		بوشهر	Base	-۱/۳۶		
مازندران			-۱/۶۴		مازندران	Base	-/۸۲	Core	S_2
کرمانشاه			-۰/۴۹		کرمانشاه		۰/۵۴	Core	S_2
خراسان رضوی			-۱/۶۰		خراسان رضوی			-۰/۲۷	
آذربایجان غربی			-۱/۱۷		آذربایجان غربی			۰/۲۰	S_2
خراسان جنوبی			-۰/۹۵		خراسان جنوبی			۱/۵۲	S_2
قزوین			-۱/۶۰		قزوین			۱/۷۸	S_2
آذربایجان شرقی			-۱/۶۷		آذربایجان شرقی			۱/۴۴	S_2
لرستان			-۱/۰۵		لرستان			-۰/۱۶	
ایلام			-۲/۴۷	s	ایلام			۰/۳۹	S_2
کردستان			-۲/۱۶		کردستان			-۰/۳۲	
مرکزی			-۰/۷۷		مرکزی			-۰/۸۱	
خراسان شمالی			-۰/۷۴		خراسان شمالی			۰/۲۵	S_2
زنجان			-۱/۰۶		زنجان			-۱/۵۶	
اردبیل			-۱/۲۵		اردبیل			-۱/۵۷	
یزد			-۳/۶۸		یزد			-۱/۸۳	
همدان			-۲/۲۹		همدان			-۱/۶۵	
گلستان			-۲/۱۰		گلستان			-۱/۶۰	
سمنان			-۲/۴۳		سمنان			-۱/۶۰	
سیستان وبلوچستان			-۵/۵۸		سیستانوبلوچستان			-۲/۲۲	
قم			-۳/۲۶		قم			-۱/۹۴	
کرمان			-۲/۸۰		کرمان			-۱/۵۶	

منبع: محاسبات آماری پژوهش

۵-۱-۵- بررسی همگرایی سیگما و شاخص‌های نابرابری مصرف سرانه

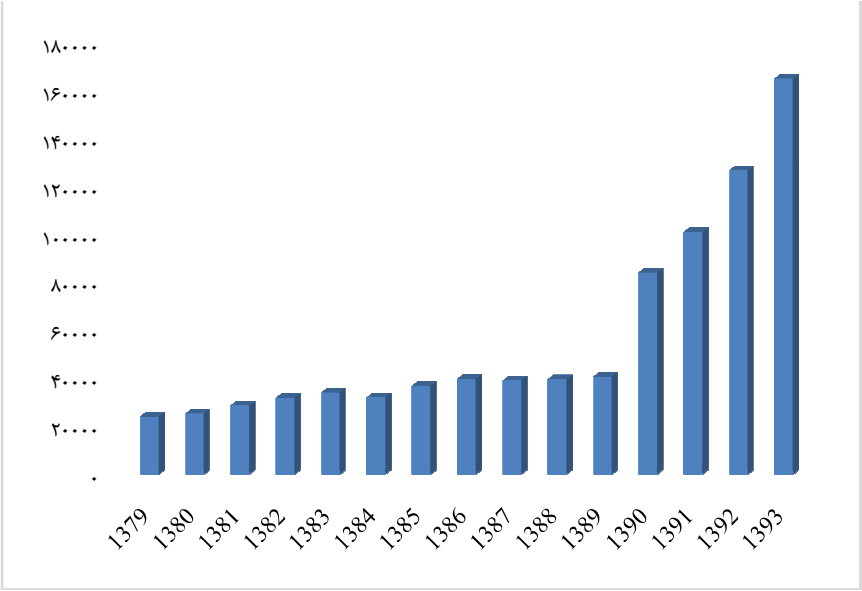
یکی دیگر از حالت‌های بررسی همگرایی مصرف سرانه، همگرایی سیگما است که در آن همگرایی با استفاده از کاهش پراکندگی مصرف سرانه واقعی استان‌ها در طول زمان و با استفاده از

شاخص‌های نابرابری تایل نگار مورد آزمون قرار می‌گیرد. در جدول ۴ مقادیر همگرایی سیگما و شاخص‌های نابرابری، برای مصرف سرانه نشان داده شده است. شاخص تایل از دو فرمول $T = \sum_{i=1}^{n} C_i ln\left(\frac{C_i}{p_i}\right)$ و $L = \sum_{i=1}^{n} p_i ln\left(\frac{p_i}{C_i}\right)$ (که در این معادلات، C_i برابر سهم منطقه (استان) iام از کل مصرف مناطق (استان‌های) موجود در کشور و سهم p_i منطقه (استان) iم از کل جمعیت منطقه‌های موجود در کشور می‌باشد)، به دست می‌آید و کمترین مقدار آن صفر است که نشانه‌ی توزیع کامل درآمد است و بیشترین مقدار آن (ln n) می‌باشد که به معنای تمرکز کامل درآمد در یک منطقه است. پس در این‌جا باید شاخص‌های تایل بین صفر و ۳/۴ باشند که نتایج نشان می‌دهد همه‌ی اعداد شاخص تایل در این محدوده قرار گرفته‌اند. مقدار صفر بیانگر درآمد کاملاً برابر است و با افزایش L, T سطح نابرابری نیز افزایش می‌یابد. در جدول ۴ همگرایی سیگما (پراکندگی متوسط مصرف سرانه خانوار، شاخص تایل L, T) در طول سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۹، نمایش داده شده است.

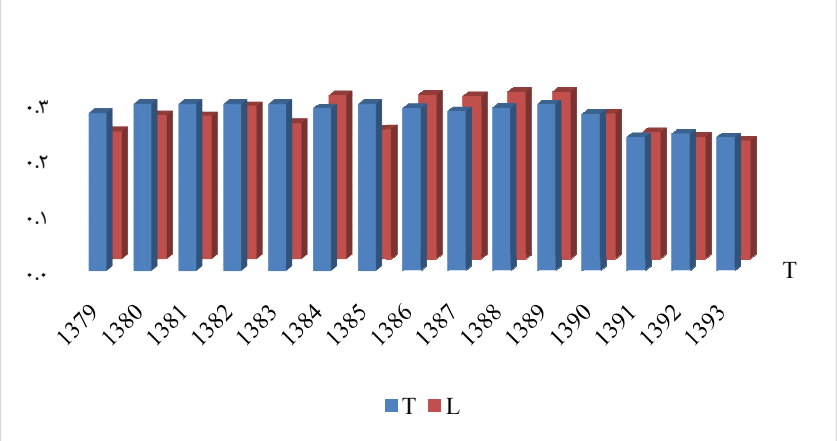
جدول ۴: بررسی همگرایی سیگما پراکندگی متوسط مصرف سرانه یک خانوار (سال پایه ۷۶)

سال	پراکندگی	شاخص تایل نگار T	شاخص تایل نگار L
۱۳۷۹	۲۴۰۴۷/۷۹	۰/۲۸۳۸	۰/۲۲۹۹
۱۳۸۰	۲۵۳۶۸/۷۴	۰/۳۱۸۸	۰/۲۵۸۸
۱۳۸۱	۲۸۷۲۳/۱۴	۰/۳۱۹۹	۰/۲۵۷۲
۱۳۸۲	۳۱۹۲۶/۹۶	۰/۳۳۶۰	۰/۲۷۴۹
۱۳۸۳	۳۴۱۳۷/۰۳	۰/۳۵۲۱	۰/۲۴۴۸
۱۳۸۴	۳۲۰۹۵/۹۵	۰/۲۹۲۰	۰/۲۹۴۶
۱۳۸۵	۳۶۹۶۸/۰۷	۰/۳۳۹۸	۰/۲۳۲۷
۱۳۸۶	۳۹۸۳۳/۷۵	۰/۲۹۱۲	۰/۲۹۴۲
۱۳۸۷	۳۹۱۷۷/۴۴	۰/۲۸۵۸	۰/۲۹۲۱
۱۳۸۸	۳۹۷۱۲/۱۲	۰/۲۹۱۹	۰/۳۰۷۵
۱۳۸۹	۴۰۶۴۴/۱۳	۰/۲۹۸۳	۰/۳۱۹۷
۱۳۹۰	۸۴۲۴۸/۶	۰/۲۸۰۶	۰/۲۶۰۷
۱۳۹۱	۱۰۱۲۵۸/۱	۰/۲۳۹۳	۰/۲۲۷۱
۱۳۹۲	۱۲۶۹۰۵/۹	۰/۲۴۵۳	۰/۲۱۹۰
۱۳۹۳	۱۶۵۲۲۰/۵	۰/۲۳۸۷	۰/۲۱۲۴

منبع: محاسبات آماری پژوهش



نمودار ۳: پراکندگی مصرف متوسط خانوار ۱۳۹۳-۱۳۷۹



نمودار ۴: شاخص تایل نگار T , L در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۹

با توجه به جدول ۴ و نمودارهای ۳ و ۴ مشاهده می‌شود که پراکندگی مصرف سرانه به طور کلی در طول سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۹ روند افزایشی داشته است. پراکندگی در سال ۱۳۷۹ تقریباً ۲۴۰۴۷/۷۹ بوده و در سال ۱۳۹۳ برابر ۱۶۵۲۲۰/۵ بوده است. روند شاخص تایل L,T (به قیمت پایه ۷۶) در طول سال‌های مورد مطالعه نوساناتی داشته است و طبق نمودار ۴ شاخص تایل T بالاترین در سال ۱۳۸۳ و ۱۳۸۵ و پایین‌ترین در سال ۱۳۹۱ و ۱۳۹۳ بوده است. اما شاخص L در سال ۱۳۹۳ پایین‌ترین حالت خود را داشته است و در سال ۱۳۸۹ و ۱۳۸۸ بیشترین پراکندگی وجود داشته است.

۶- نتیجه گیری

در این پژوهش، برای بررسی فرضیه همگرایی مصرف سرانه خانوار، در استان‌های ایران از روش‌های مختلف مانند آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آماره‌ی تایل و مکانیسم جدید مدل‌سازی و تجزیه و تحلیل همگرایی اقتصادی یعنی تحلیل خوشه‌ای استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که بین استان‌های کشور همگرایی مطلق و شرطی برقرار نیست. روش باشگاهی نیز عدم برقراری همگرایی شرطی را تایید می‌کند. بررسی این فرض با توجه به روش خوشه‌ای نشان داد که چون در محاسبات انجام شده t_b<-۱/۶۵ است همگرایی مصرف سرانه خانوار بین استان‌های ایران وجود ندارد. نتایج، با استفاده از اعمال تمام روش‌ها، واگرایی از نظر مصرف سرانه خانوار، در استان‌های ایران را تأیید می‌کند. به طور کلی، نتایج، شواهدی از نرخ متفاوت رشد مصرف متوسط خانوار در استان‌های ایران را نشان می‌دهد. البته لازم به تذکر است که در کل کشور بین استان‌های (چهارمحال و بختیاری، هرمزگان و کهکیلویه و بویر احمد) و (کرمانشاه، آذربایجان غربی، خراسان جنوبی، قزوین، آذربایجان شرقی، ایلام، کردستان، زنجان و مازندران) همگرایی برقرار است.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. آذربایجانی، کریم (۱۳۸۱). "جهانی‌شدن، همگرایی اقتصادی-منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز". مجلات تحقیقات اقتصادی ۶۱: ۱۶۹-۱۴۹.

۲. افشاری، زهرا (۱۳۷۸). "بررسی همگرایی استان‌های ایران (آزمون نظریه‌ی سولو و سوان)". پژوهشنامه بازرگانی ۱۳: ۱۸-۱.

۳. اکبری، نعمت‌الله. و مویدفر، رزیتا (۱۳۸۳). "بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصاد سنجی فضایی)". پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار ۱۳: ۱۴-۱.

۴. شهیکی تاش، محمد نبی. یغفوری، حسین. و درویشی، باقر (۱۳۹۴). "بررسی شدت عدم تعادل فضایی و منطقه‌ای رفاه در استان‌های ایران (مطالعه مقایسه‌ای رفاه مبتنی بر دیدگاه هاروی و اسمیت)". برنامه‌ریزی منطقه‌ای ۵(۱۷): ۳۰-۱۵.

۵. علمی، زهرا. و رنجبر، امید (۱۳۹۲). "آزمون همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران: یافته‌های جدید با استفاده از تحلیل نا پارامتریک". تحقیقات اقتصادی ۱(۴۹): ۲۱۰-۱۸۹.

۶. غلامی حیدریانی، لیلا (۱۳۹۱). *بررسی همگرایی استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۷*، پایان‌نامه گروه اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی، دانشگاه تبریز.

۷. فروغی‌پور، الهام (۱۳۸۵). "بررسی سیگما و همگرایی بتا در میان کشورهای عضو اوپک". فصلنامه تحقیقات تجاری ۲۵: ۳۹-۱.

۸. کریم‌زاده سعید. آذربایجانی، کریم. و جوانمردی، محمد (۱۳۹۲). "آزمون همگرایی درآمدی در کشورهای دی هشت". فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی ۳(۱۰): ۷۲-۵۹.

۹. سالنامه آماری مرکز آمار ایران (۱۳۹۵).

۱۰. یاوری، آرش (۱۳۸۷). *بررسی روند همگرایی سطح رفاه استان‌های کشور بر اساس مصرف سرانه*، پایان‌نامه شهید چمران اهواز.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Abramovitz, M. (1986). "Catching up, Forging ahead and Falling behind". Journal of Economic History **46**(2): 385-406.
2. Haider, A. Shahzad, H. & Wajid, A. (2010). "Income Convergence Hypothesis: Regional Comparison of Selected East and South Asian Economies". MPRA Paper NO 23739. University Library of Munich, Germany.

3. Andreano, Simona. Lucio, Laureti. & Paolo, Postiglione (2013). "Economic Growth in MENA Countries: Is there Convergence of Per-Capita GDPs?". Journal of Policy Modeling **4**(35): 669–683.
4. Barro, Robert. & Sala-I-Martin, Xavier (1991). "Convergence across States and Region". Brookings Papers on Economic Activity **1**(1): 107-182.
5. Barro, Robert. & Sala-I-Martin, Xavier (1992). "Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison". Journal of the Japanese and International Economies, Elsevier **6**(4): 312-346.
6. Ben-david, Dan. & Loewy, Michael (1997). "Free Trade, Growth, and Convergence". Journal of Economic Growth **3**(2): 143-170.
7. Bernard, Andrew & Durlauf, Steven (1995). "Convergence in International Output". Journal of Applied Econometrics **10**(2): 97–108.
8. Beyaert, Arielle. & José, García-Solanes (2014). "Output Gap and Non-Linear Economic Convergence". Journal of Policy Modeling **36**(1): 121–135.
9. Caporale, Guglielmo. Erdogan, Burcu. & Kuzin, Vladimir (2015). "Testing for Convergence in Stock Markets: A Non-linear Factor Approach". Empirica **42**(3): 481-498.
10. Chenery, Hollis (1960). "Patterns of Industrial Growth". American Economic Review **50**(4): 624-654.
11. Carlino, Gerland. & Mills, Leonard (1993). "Are US Regional Incomes Converging? A Time Series Analysis". Journal of Monetary Economics 32: 335–346.
12. Choe, Jongmook (2001). "An Impact of Economic Integration Trough Trade: on Business Cylces for 10 East Asian Countries". Journal of Asian Economics **12**(4): 569-586.
13. Chowdhury, Khorshed (2005). "What is Happenng to Per Capita GDP in the ASEAN Countries? An Analysis of Convergence 1960-2001". Applied Econometrics and International Development **5**(3): 49-68.
14. Dobson, Stephen. & Ramlogan, Carlyn (2002). "Convergence and Divergence in Latin America". Applied Economics. Taylor and Francis Journals: 465-486.
15. Durlauf, S. & Johnson, P. (1992). "Local versus Global Convergence across National Economies". Working Paper no. 3996.
16. Durlauf, S. & Johnson, P. (1995). "Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour". Journal of Applied Econometrics **10**(4): 365-384.
17. Evans, Paul. & Georgios. Karras (1996). "Convergence Revisited". Journal of Monetary Economics 37: 249-265.

18. Gustafsson, Björn. & Shi, Li (1995). "Income Inequality within and across Counties in Rural China 1988 and 1995". Journal of Development Economics **69**(1): 179–204.
19. Higgins, Matthew. Levy, Daniel. & Young, Andrew (2006). "Growth and Convergence Across the United States: Evidence from Country- level Data". Review of Economics and Statistics 88: 671-725.
20. Monfort, Mercedes. Cuestas, Carlos. & Ordóñez, Javier (2013). "Real Convergence in Europe: A Cluster Analysis". Economic Modelling 33: 689–694.
21. Lei, Chun Kwok. & Tam, Pui Sun (2010). "A Panel Data Approach to the Income Convergence among Main Land China Hong Kong and Macao". Journal of the Asia Pacific Economy 15: 420-435.
22. Lopez, Jesus (2008). *Regional Convergence in the European Union: Results from a Panel Data Model*, Harvard University and University of A Coruña.
23. Paldam, Martin (2007). "Does Development Aid Help Poor Countries Converge to our Standard of Living?". National økonomisk Tidsskrift 145: 188-214.
24. Park, Donghyun (2003). "An Empirical Examination of Income Convergence in the Asia Pacific Region". Journal of Asian Economics 14: 497-502.
25. Phillips, Peter. & Sul, Donggyu (2007). "Transition Modeling and Econometric Convergence Tests". Journal of Applied Econometrics 75: 1771–1855.
26. Phillips, Peter. & Sul, Donggyu (2009). "Economic Transition and Growth". Journal of Applied Econometrics 24: 1153–1185.
27. Rosser, Andrew (2003). "Coalitions, Convergence and Corporate Governance Reform in Indonesia". Third World Quarterly **2**(24): 319-337.
28. Sakamoto, Hiroshi & Islam, Nazrul (2008). "Convergence across Chinese Provinces: An Analysis using Markov Transition Matrix". China Economic Review 19: 66–79.
29. Seya, Hajime. Tsutsumi. Morito. & Yamagata, Yoshiki (2012). "Income Convergence in Japan: A Bayesian Spatial Durbin Model Approach". Frontiers in Spatial Econometrics Modelling 29: 60–71.
30. Solow, R. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth". Quarterly Journal of Economics 70: 65–94.

31. Summers, Robert & Heston, Alan (1993). "Measuring Final Product Services for Internatonal Comparisons". University of Chicago Press: 493-516.
32. Swan, Trevor (1956). "Economic Growth and Capital Accumulation". The Economic Record **32**(2): 334-361.
33. Tian, Xu. Zhang, Xiaoheng. Zhou, Yingheng. & Yu, Xiaohua (2016). "Regional Income Inequality in China Revisited: A Perspective from Club Convergence". Economic Modelling 56: 50–58.
34. Timakova, M. V. (2011). *Conditional Convergence and the Solow Model: An Empirical Study*, Rotterdom School of Economics, Department of Economics.
35. Wei, Chao. (2004). *Economic Growth and Convergence Across Canada*, M. A. (Economic) Thesis, Simon Fraser Universit

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هجدهم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶

تجزیه نابرابری درآمدی در استان کردستان بر حسب مناطق شهری و روستایی

احمد محمدی[۱]
نوید خانزادی[۲]
فاتح حبیبی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۴/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۰۹

چکیده

هدف اصلی این پژوهش تجزیه‌ی نابرابری درآمدی در استان کردستان بر حسب نابرابری در مناطق شهری، روستایی و بین مناطق شهری و روستایی می‌باشد. بر این اساس نابرابری درآمدی در استان کردستان در فاصله‌ی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ با استفاده از شاخص‌های تایل و اتکینسون بر حسب نابرابری درون و بین مناطق شهری و روستایی تجزیه و برآورد گردیده است. به طور کلی نتایج بدست آمده حاکی از کاهش نابرابری در سطح استان، مناطق شهری و روستایی و افزایش نابرابری بین مناطق مذکور طی دوره مورد نظر می‌باشد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که سهم نابرابری مناطق شهری و روستایی از کل نابرابری استان تقریباً مشابه بوده و این دو جزء بیش از ۹۰ درصد از نابرابری استان را تشکیل می‌دهد. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده هدفمند سازی یارانه‌ها تأثیر مثبتی بر بهبود نابرابری در کل استان داشته است. با توجه به نتایج این پژوهش لازم است که سیاست‌گذاری‌ها جهت کاهش نابرابری در استان به طور همزمان معطوف به مناطق شهری و روستایی باشد.

واژگان کلیدی: شاخص اتکینسون، شاخص تایل، تجزیه نابرابری، نابرابری.

Keywords: Atkinson Index, Theil Index, Inequality Decomposition, Inequality.

JEL Classification: D63, H24, R13, R20.

[۱]. استادیار دانشگاه کردستان (نویسنده مسئول) mohammadiahm@gmail.com
[۲]. دانش‌آموخته اقتصاد، دانشگاه کردستان navid.khanzadi@gmail.com
[۳]. استادیار دانشگاه کردستان atbaei@yahoo.com

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.18.131

۱- مقدمه

نابرابری در استان کردستان طی یک دهه گذشته تغییر و تحولات قابل توجهی را تجربه کرده است. مطابق آمارهای مرکز آمار، ضریب جینی مناطق شهری از ۰/۳۶۸۴ در سال ۱۳۸۴ به ۰/۲۹۹۵ در سال ۱۳۹۲ کاهش یافته است. روند مشابهی در مناطق روستایی استان نیز ملاحظه می‌گردد به طوری که ضریب جینی طی مدت مذکور از ۰/۳۶۲۸ به ۰/۲۷۸۱ تنزل یافته است. اما علی‌رغم این موضوع نابرابری در این استان همچنان در سطح بالایی قرار دارد و در نتیجه لزوم سیاست‌گذاری مناسب برای بهبود وضعیت نابرابری در استان به خوبی احساس می‌گردد.آثار نابرابری درآمد و ثروت شاید در کوتاه‌مدت نمود پیدا نکند اما در بلندمدت می‌تواند به نابرابری در دسترسی به فرصت‌های تحصیلی و آموزشی، بهداشتی، شغلی و تضعیف ارزش‌های مردم‌سالاری در جامعه منجر گردد و به همین دلیل تلاش برای توزیع عادلانه درآمد و ثروت و باز توزیع ثروت یکی از اهداف اساسی حضور دولت در اقتصاد عنوان گردیده است (اتکینسون و استیگلیتز[1]، ۱۹۷۹). در سطح بین‌المللی نیز مطالعات پیکتی[2] (۲۰۱۳) در خصوص روند بلندمدت توزیع درآمد در کشورهای توسعه یافته، یک بار دیگر موضوع نابرابری درآمدی را مورد توجه محافل علمی، سیاستمداران و رسانه‌های عمومی قرار داده است.

اما هر گونه سیاست‌گذاری جهت کاهش نابرابری در سطح استان نیازمند شناخت زوایای پنهان نابرابری در مناطق شهری و روستایی و همچنین نابرابری بین مناطق مذکور می‌باشد. از منظر سیاست‌گذاری سؤال بسیار مهمی که در این زمینه مطرح می‌گردد آن است که کدام یک از مناطق شهری و روستایی جهت مبارزه با نابرابری در سطح استان از اولویت برخوردار است؟ و یا اینکه نابرابری بین مناطق شهری و روستایی چه نقشی در تصویر کلی نابرابری در سطح استان ایفا می‌نماید و این موضوع از چه جایگاهی در بسته‌های سیاستی دولت به منظور کاهش نابرابری باید برخوردار باشد؟ پاسخ به این سؤالات مستلزم تجزیه و تحلیل نقش‌آفرینی نابرابری هر یک از مناطق مذکور در نابرابری کل استان و یا به عبارتی بهتر محاسبه سهم نابرابری هر یک از مناطق شهری، روستایی و نابرابری بین مناطق شهری و روستایی از کل نابرابری در استان می‌باشد. در این مقاله به این موضوع پرداخته شده است.

طرح سؤالات مذکور از چند جانب از اهمیت کلیدی جهت مبارزه با نابرابری برخوردار است.

---

[1]. Atkinson and Stigitz (1979)
[2]. Piketty (2013)

نخست آنکه استان کردستان یکی از استان‌های مرزی و کمتر برخوردار کشور با درآمد سرانه‌ای معادل ۴۹ درصد از متوسط درآمد سرانه کشور[۱] در سال ۱۳۹۰ و با جمعیتی بالغ بر یک و نیم میلیون نفر است که ۶۶ درصد از جمعیت آن در مناطق شهری و ۳۴ درصد دیگر نیز در مناطق روستایی ساکن هستند (سالنامه آماری استان کردستان در ۱۳۹۱). با توجه به توزیع حدود یک سوم از جمعیت استان در مناطق روستایی، تجزیه و تحلیل مربوط به نابرابری درون مناطق شهری و روستایی و همچنین نابرابری بین مناطق مذکور می‌تواند دلالت‌های سیاستی مهمی جهت مبارزه با نابرابری در استان و در یک نگاه کلی‌تر ارتقای درآمد سرانه استان داشته باشد.

دوم، بررسی اولیه داده‌های درآمد- هزینه بودجه خانوار در استان کردستان نشان می‌دهد که شکاف نابرابری میان مناطق شهری و روستایی از سال ۱۳۸۷ به تدریج افزایش یافته است. مخارج خانوارهای شهری در سال ۱۳۸۴ حدود ۱/۲۱ برابر خانوارهای روستایی بوده است در حالی که این رقم در سال ۱۳۹۲ به حدود ۱/۲۳ برابر رسیده است. در صورت صحت این موضوع که خود نیازمند محاسبه سهم نابرابری بین مناطق شهری و روستایی از کل نابرابری در سطح استان می‌باشد، در آینده‌ای نزدیک باید شاهد تغییر نامطلوب توزیع جمعیت در استان به شکل مهاجرت به مناطق شهری و کاهش جمعیت در مناطق روستایی بود. با توجه به اینکه سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی استان حدود ۲۰ درصد می‌باشد (بر اساس آمار سال ۱۳۹۱ مرکز آمار) این موضوع به تشدید حاشیه‌نشینی در مناطق شهری و در نهایت تشدید نابرابری در استان منجر خواهد شد. همچنین خالی شدن مناطق روستایی از سکنه با ملاحظه اینکه استان کردستان از استان‌های مرزی کشور می‌باشد مشکلات امنیتی ایجاد خواهد کرد.

و بالاخره سوم آنکه توان اقتصادی دولت به عنوان بازیگر اصلی صحنه اقتصادی کشور به دلیل کاهش قیمت جهانی نفت و در پی آن کاهش درآمدهای نفتی به شدت تحلیل رفته و از این رو نمی‌تواند همچون گذشته با تزریق منابع سرشار نفتی به نقش‌آفرینی در اقتصاد ادامه دهد؛ بنابراین در این برهه تاریخی که فرصتی برای آزمون و خطا وجود ندارد، لزوم تولید محصولات فکری

---

[۱]. درآمد سرانه استان کردستان در این سال معادل ۴۱ میلیون ریال بوده درحالی‌که درآمد سرانه کشور در سال مذکور بیش از ۸۳ میلیون ریال بوده است (سالنامه آماری استان کردستان در سال ۱۳۹۱؛ خلاصه تحولات اقتصادی کشور بانک مرکزی در سال ۱۳۹۲).

کاربردی در سطوح سیاست‌گذاری، جهت استفاده بهتر از منابع موجود به منظور کاهش نابرابری بیش از پیش احساس می‌گردد.

با عنایت به توضیحاتی که داده شد هدف اصلی این مقاله تجزیه نابرابری درآمد در سطح استان کردستان بر حسب نابرابری درون مناطق شهری، درون مناطق روستایی و نابرابری بین مناطق شهری و روستایی می‌باشد. بر این مبنا سه سؤال کلی در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است: نابرابری کل در استان کردستان به طور کلی چه روندی داشته است؟ کدامیک از نابرابری‌های شهری و روستایی سهم بیشتری از نابرابری را به خود اختصاص داده‌اند؟ آیا سهم نابرابری بین مناطق شهری و روستایی در استان کردستان طی دوره مورد بررسی افزایش داشته است؟ برای این منظور از شاخص‌های نابرابری تایل و اتکینسون استفاده و شاخص‌های مذکور با استفاده از روش‌های مرسوم بر حسب مناطق یاد شده تجزیه شده‌اند. همان‌طور که مشاهده خواهد شد مناطق شهری و روستایی حدود ۹۰ درصد از کل نابرابری استان را به خود اختصاص داده‌اند. در عین حال نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که سهم نابرابری بین مناطق شهری و روستایی از کل نابرابری افزایش یافته است.

از طرفی دیگر با توجه به اینکه دوره مورد بررسی در این پژوهش بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ بوده و در این دوره طرح هدفمندی یارانه‌ها در کشور اجرا شده است، در پژوهش حاضر تأثیر هدفمندی یارانه‌ها بر نابرابری در استان کردستان نیز مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این بخش نیز نشان می‌دهد که اجرای طرح مذکور تأثیر مثبتی بر بهبود نابرابری در این استان به طور کلی داشته است.

ادامه این مقاله به صورت زیر است، در بخش دوم پیشینه پژوهش ارائه می‌گردد. در بخش سوم چارچوب نظری شاخص‌های نابرابری مورد استفاده در مقاله و شیوه تجزیه آنها طرح می‌شود. بخش چهارم مقاله به داده‌های مطالعه و تعدیلات صورت گرفته بر روی آنها جهت استفاده در مقاله اختصاص یافته است و در بخش پنجم نیز یافته‌های پژوهش ارائه خواهد شد. در پایان به جمع‌بندی مطالب و توصیه‌های سیاستی مربوطه پرداخته شده است.

۲- مروری بر مطالعات تجربی

مطالعات متعددی در زمینه‌ی نابرابری درآمدی در داخل و خارج کشور انجام گرفته است. پاردِس و همکاران[1] (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر عوامل جغرافیایی بر نابرابری درآمدی در شیلی پرداخته‌اند.

[1]. Paredes et al (2016)

نویسندگان از تجزیه سه مرحله‌ای شاخص تایل برای این منظور استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تفاوت‌های بین مناطق (ناحیه‌ای، استانی و محلی)، حدود ۲۱ درصد از نابرابری درآمدی مابین سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۹ در این کشور را تشکیل داده است. فرانکما[1] (۲۰۰۶) از رویکرد تجزیه تایل برای بررسی تغییرات بلندمدت توزیع درآمد بر حسب عوامل تولید در قرن بیستم در کشورهای آمریکای لاتین (آرژانتین، برزیل و شیلی) استفاده کرده است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که از دهه ۱۹۷۰ در تمام کشورهای آمریکای لاتین نابرابری روستایی و شهری- روستایی با افزایش فزاینده، از نابرابری شهری پیشی گرفته است. اویکاله و همکاران[2] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای به اندازه‌گیری منابع نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی نیجریه در سال ۲۰۰۴ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی بین مناطق شهری و روستایی بیشترین سهم را از نابرابری در این کشور داشته است. سیکولار و همکاران[3] (۲۰۰۵)، به بررسی شکاف میان درآمد شهری و روستایی در چین و سهم این نابرابری در نابرابری کلی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که شکاف نابرابری درآمدی میان مناطق شهری و روستایی ۲۶ تا ۲۷ درصد از نابرابری کل را تشکیل داده است. دات و والکر[4] (۲۰۰۴)، با به‌کارگیری تجزیه شاخص تایل در هشت کشور، به بررسی روند نابرابری در شرق آسیا پرداختند. یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است که نابرابری در این مناطق در بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۷ افزایش یافته و اثر نابرابری درون کشورها در مقایسه با نابرابری میان آن‌ها، بر افزایش نابرابری بیشتر بوده است. البرس و همکاران[5] (۲۰۰۴) به تجزیه نابرابری در سه کشور اکوادور، ماداگاسکار و موزامبیک پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری میان جوامع جمعیتی در اکوادور بیش از ۴۱ درصد از کل نابرابری در این کشور را تشکیل می‌دهد. این رقم برای کشورهای موزامبیک و ماداگاسکار به ترتیب ۲۵ و ۲۲ درصد بوده است.

ابونوری، خوشکار و داودی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای که تحت عنوان تجزیه شاخص نابرابری تایل بر حسب استان‌های ایران با استفاده از ریز داده‌های سال ۱۳۸۶ انجام داده‌اند به این نتیجه رسیدند که

---

1. Frankema (2006)
2. Oyekale et al (2006)
3. Sicular et al (2005)
4. Datt & Walker (2004)
5. Elbers et al (2004)

نابرابری میان استانی در مناطق شهری و روستایی به ترتیب ۸ و ۹ درصد از نابرابری کل بوده است. بر اساس نتایج این مطالعه نابرابری‌های میان استانی نقش قابل توجهی در نابرابری کل کشور نداشته است. راغفر، خوشدست و یزدان پناه (۱۳۸۹) در مطالعه‌ی خود به اندازه‌گیری و تجزیه‌ی نابرابری درآمدی کشور طی دوره‌ی ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹ با استفاده از شاخص‌های ضریب جینی، اتکینسون و تایل معادل پرداخته‌اند. تجزیه ضرایب نابرابری نشان می‌دهد که نابرابری درون‌گروهی بالاترین سهم را به خود اختصاص داده است.

داوودی و رنجبرفلاح (۱۳۹۲) با استفاده از دو شاخص تایل و اتکینسون به بررسی نابرابری و تجزیه آن در استان تهران در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که بیشترین سهم از نابرابری درآمدی در استان تهران به ترتیب متعلق به مناطق شهری، مناطق روستایی و عامل بین گروهی بوده است، سپس برای کاهش نابرابری درآمد در استان تهران، پیشنهاد شده است به نابرابری درآمد در مناطق شهری توجه بیشتری شود.

۳- چارچوب نظری

شاخص‌های مختلف اندازه‌گیری نابرابری درآمدی وجود دارند که هر کدام دارای ویژگی‌های خاص خود می‌باشند. با توجه به هدف پژوهش که محاسبه‌ی میزان نابرابری در استان کردستان و تجزیه آن بر حسب مناطق شهری و روستایی است، از شاخص‌های تایل و اتکینسون به دلیل خاصیت تجزیه شوندگی و سهولت در محاسبه برای انجام این پژوهش استفاده شده است. شاخص تایل یکی از مهم‌ترین شاخص‌هایی است که به دلیل خاصیت تجزیه شوندگی در اکثر مطالعات مورد استفاده قرار می‌گیرد (بورگینان[1]، ۱۹۷۹). در عین حال یکی از ویژگی‌های جالب شاخص اتکینسون نیز آن است در محاسبه این شاخص ترجیحات جامعه در خصوص نابرابری از طریق ضریبی تحت عنوان ضریب گریز از نابرابری دخالت داده می‌شود و به همین دلیل شاخص اتکینسون می‌تواند اطلاعات مفیدی از زوایای پنهان نابرابری جامعه مورد بررسی به دست دهد. اگر با افزایش ضریب گریز از نابرابری سهم نابرابری بین مناطق افزایش یابد، این موضوع بدان مفهوم است که با حرکت به سمت دهک‌های پایین درآمدی، نابرابری درون گروهی کمتر و در عوض نابرابری میان مناطق به یکی از عوامل اصلی نابرابری در جامعه تبدیل می‌گردد. در این مقاله صحت این موضوع در خصوص استان کردستان مورد کنکاش قرار می‌گیرد.

[1]. Bourguignon (1979)

۳-۱- شاخص اتکینسون

اتکینسون (۱۹۷۰) معتقد است که معیارهای نابرابری به طور ضمنی متأثر از قضاوت‌های ارزشی هستند. به عقیده‌ی وی، این قضاوت‌های ارزشی باید به طور صریح در شاخص‌های نابرابری لحاظ شوند. قضاوت‌های ارزشی که در تابع رفاه اجتماعی منعکس می‌شود، میزان بیزاری جامعه از نابرابری را مشخص می‌کند و لذا باید به ترتیبی در شاخص نابرابری لحاظ شود.

شاخص اتکینسون بر اساس مفهومی تحت عنوان «درآمد معادل توزیع برابر»[1] ساخته شده است. درآمد معادل توزیع برابر آن سطح از درآمد است که اگر به طور مساوی و برابر به هریک از افراد جامعه تخصیص داده شود، رفاه اجتماعی حاصل از آن دقیقاً برابر با رفاه اجتماعی کنونی (واقعی) جامعه مورد بررسی خواهد بود. اتکینسون درآمد معادل توزیع برابر را نسبت به میانگین درآمد بیان کرده است. بنابراین شاخص نابرابری اتکینسون به صورت زیر قابل محاسبه است (قمی، ۱۳۷۱):

$$A_t = \begin{cases} 1 - \left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right)^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} & \varepsilon \neq 1 \\ 1 - \frac{\prod_{i=1}^{n}(y_i)^{\frac{1}{n}}}{\bar{y}} & \varepsilon = 1 \end{cases} \qquad (۱)$$

ε پارامتر گریز از نابرابری است که اتکینسون جهت دخالت دادن ترجیحات جامعه در شاخص آن را تعریف کرده است. افزایش این پارامتر بدان معنی است که افزایش درآمد طبقات پایین درآمدی اهمیت بیشتری در رفاه اجتماعی جامعه دارد و جامعه اهمیت بیشتری به آن می‌دهد.

شاخص اتکینسون از جمله شاخص‌های نابرابری است که به زیرگروه‌های جمعیتی قابل تجزیه است. همان‌طور که قمی (۱۳۷۱) اشاره کرده است این شاخص تقریباً برابر میانگین وزنی اتکینسون «درون گروهی»[2] A_{tw} و اتکینسون «میان گروهی»[3] A_{tb} است:

$$A_t \approx A_{tb} + A_{tw} \approx A_{tb} + \sum_{j=1}^{m}\left(\frac{n_j}{n}\right)\left[A_{tj}\right] \qquad (۲)$$

---

1. Equally Distributed Equivalent (EDE) Income
2. Within
3. Between

که در آن A_{tj} شاخص اتکینسون در درون زیرگروه jام، n تعداد کل افراد نمونه، n_j تعداد افراد زیر گروه jام و m تعداد زیرگروه‌ها می‌باشد. بنابراین وزن هر زیر گروه در این شاخص برابر $\left(\frac{n_j}{n}\right)$ است.

۳-۲- شاخص تایل

شاخص تایل بر پایه مفهوم آنتروپی استوار است. در ترمودینامیک آنتروپی یک معیار بی‌نظمی می‌باشد و در مبحث توزیع درآمد آنتروپی به مفهوم انحراف از توزیع درآمد کاملاً برابر است.
شاخص تایل شکل خاصی از شاخص نابرابری تعمیم یافته[1] می‌باشد که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E(\alpha) = \frac{1}{n(\alpha^2 - \alpha)} \sum_i \left[\left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^{\alpha} - 1 \right] \qquad (۳)$$

که در آن n تعداد افراد در نمونه مورد بررسی، y_i درآمد فرد i ام، $\bar{y}$ میانگین درآمد در نمونه مورد نظر و α یک پارامتر که مقادیر مختلفی اختیار می‌نماید. با توجه به اینکه پارامتر α مقادیر مختلفی اختیار می‌کند، از این رو معادله (۳) یک گروه یا کلاس از شاخص‌ها را تعریف می‌نماید. اگر پارامتر α عدد یک را اختیار نماید آنگاه معادله مذکور به شاخص تایل تبدیل خواهد شد که اولین بار تایل آن را در سال ۱۹۶۷ ارائه کرد:

$$E(1) = T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) \qquad (۴)$$

اندازه شاخص تایل بین صفر (در حالت برابری کامل توزیع درآمد) و $\ln n$ (در حالت نابرابری کامل توزیع درآمد) تغییر می‌کند. بنابراین، اندازه آن مستقل از تعداد افراد جامعه نیست. البته تایل عقیده دارد که وابستگی شاخص نابرابری به تعداد افراد جامعه مورد بررسی امری طبیعی است.
شاخص تایل بر خلاف شاخص اتکینسون به طور کامل قابل تجزیه می‌باشد و از این رو تفسیر اقتصادی ساده‌ای دارد. اگر جامعه مورد نظر به m زیر گروه تقسیم گردد آنگاه شاخص تایل به صورت زیر قابل تجزیه می‌باشد:

---

[1]. Generalized Inequality Index

$$T = \sum_{k=1}^{m} \left(\frac{n_k}{n}\frac{\bar{y}_k}{\bar{y}}\right) T_k + \sum_{k=1}^{m} \frac{n_k}{n}\left(\frac{\bar{y}_k}{\bar{y}}\right) \ln\left(\frac{\bar{y}_k}{\bar{y}}\right) \quad (۵)$$

جزء اول سمت راست معادله (۵) میانگین وزنی شاخص نابرابری تایل برای هر زیر گروه یعنی T_k است. وزن مربوطه نیز سهم هر گروه از درآمد کل می‌باشد (حاصل ضرب سهم جمعیتی هر گروه $\frac{n_k}{n}$ و سهم میانگین درآمدی نسبی $\frac{\bar{y}_k}{\bar{y}}$). n_k تعداد افراد گروه kام و $\bar{y}_k$ نیز میانگین درآمد گروه kام می‌باشد. این بخش نابرابری «درون گروهی» را برای هر گروه محاسبه می‌نماید. به عبارتی بهتر با استفاده از این بخش به راحتی می‌توان نابرابری درون مناطق شهری و درون مناطق روستایی را محاسبه نمود.

جزء دوم سمت راست معادله (۵) نیز همان شاخص تایل است که در محاسبه آن از میانگین درآمد گروه‌ها به جای درآمدهای واقعی استفاده شده است. به عبارتی بهتر در هر گروه به جای درآمد واقعی افراد از درآمد میانگین گروه مربوطه استفاده شده است و سپس شاخص تایل با استفاده از میانگین گروه‌های مربوطه برآورد گردیده است. این بخش نیز نابرابری «بین گروهی» را محاسبه می‌نماید. در پژوهش حاضر این جزء نابرابری بین مناطق شهری و روستایی می‌باشد.

۴- داده‌های مطالعه و تعدیلات صورت گرفته روی آن‌ها

از آنجا که هدف این پژوهش اندازه‌گیری شاخص‌های نابرابری تایل و اتکینسون و تجزیه آنها برای استان کردستان است، بنابراین از داده‌های جامع درآمد- هزینه خانوار مرکز آمار طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ برای این منظور استفاده شده است. سال‌های مورد نظر طوری انتخاب شده است که تغییرات و تحولات نابرابری در استان کردستان طی دوره دولت‌های نهم و دهم مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. به همین دلیل سال شروع نمونه ۱۳۸۴ و سال پایانی آن ۱۳۹۲ بوده است. با توجه به اینکه در دولت دهم سیاست هدفمندی یارانه‌ها انجام شده است از این رو سیر تحولات نابرابری در استان می‌تواند به طور غیر مستقیم تأثیر این سیاست را مورد آزمون قرار دهد. به همین دلیل در مقاله تغییرات نابرابری طی چهار سال اول و چهار سال دوم به صورت آماری مورد آزمون قرار گرفته است. داده‌های درآمد- هزینه خانوار شامل گزارش اقتصادی- اجتماعی خانوار است که به صورت سالانه توسط مرکز آمار ایران جمع‌آوری و انتشار می‌یابد. بنابراین نمونه انتخاب شده در هر سال در واقع همان ریزداده‌های طرح درآمد- هزینه خانوار است که سالیانه توسط

مرکز آمار انجام می‌گیرد. بنابراین نمونه انتخاب شده همان نمونه طرح درآمد- هزینه خانوار مرکز آمار می‌باشد و بر این اساس فرض گردیده است که نمونه انتخاب شده به صورت تصادفی و مطابق با استانداردهای مرکز آمار انجام شده است.

با توجه به اینکه اغلب خانوارها درآمد خود را به‌صورت درست گزارش نمی‌دهند، بنابراین در مطالعات پژوهشی مقدار هزینه کل خانوار را به‌عنوان شاخصی از درآمد دائمی در نظر می‌گیرند. علاوه بر این هزینه در مقایسه با درآمد نوسانات کمتری را تجربه می‌کند و بنابراین معیار بهتری برای درآمد دائمی می‌باشد (گروتائرت[1]، ۱۹۹۵). با توجه به این موضوع در مطالعه حاضر نیز از داده‌های مربوط به هزینه‌های خالص خانوارها در مناطق شهری و روستایی طی دوازده ماه منتهی به نمونه‌گیری استفاده شده است. هزینه‌های خانوار شامل اقلام مختلفی نظیر خوراک، پوشاک، دخانیات، مسکن، وسایل و خدمات خانوار، بهداشت و درمان، حمل و نقل، تفریحات و سرگرمی، کالاهای بادوام منزل و سایر کالاها و خدمات می‌باشد.

در پاره‌ای از مطالعات از مخارج سرانه خانوارها به منظور محاسبه شاخص‌های نابرابری استفاده می‌گردد. اما با ملاحظه اینکه بعد و ترکیب خانوارها با همدیگر متفاوت است (منظور از بعد خانوار، تعداد افراد خانوار و منظور از ترکیب خانوار تفاوت در سن، جنسیت و ویژگی‌های دیگر اعضای خانوار است)، مقایسه سطح رفاه خانوارها بر اساس مخارج سرانه با یکدیگر گمراه‌کننده می‌باشد. به عبارت دیگر، مخارج خانوار همراه با افزایش تعداد افراد خانوار افزایش می‌یابد، اما نه به همان نسبت؛ زیرا به دلیل وجود صرفه‌جویی‌های ناشی از مصرف جمعی، مخارج مورد نیاز یک خانواده سه نفره شامل پوشاک، مسکن، برق و دیگر موارد سه برابر یک خانواده یک نفره نخواهد بود. برای حل این مشکل از شاخص‌های معادل مقیاس[2] استفاده می‌گردد (بوهمان و همکاران[3]، ۱۹۹۸). همان طور که راغفر و ابراهیمی (۱۳۸۷، ج ۲۸، ص ۹) اشاره می‌کنند این روش امکان مقایسه مخارج خانوارهای با ابعاد مختلف را فراهم می‌نماید. کارکرد مفهوم معادل مقیاس در عمل شبیه استفاده از مقادیر واقعی به جای مقادیر اسمی جهت مقایسه تولید ناخالص داخلی یک کشور طی زمان و یا استفاده از واحد برابری قدرت خرید[4] جهت مقایسه تولید ناخالص داخلی کشورها در یک مقطع مشخص می‌باشد (فائو[5]، ۲۰۰۵).

---

1. Grootaert (1995)
2. Scale Equivalence
3. Buhmann et al (1988)
4. Purchasing Power Parity
5. FAO (2005)

روش‌های متنوعی برای لحاظ کردن اندازه خانوار و ویژگی‌های آن در مطالعات مربوط به توزیع درآمد و موضوع پیشنهاد شده است. متداول‌ترین روش‌های موجود جهت لحاظ نمودن هزینه‌های معادل استفاده از مقیاس معادل سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه[1]، مقیاس تعدیل یافته[2] سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و مقیاس ریشه مجذور[3] است (سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه[4]، ۲۰۰۹). مطالعه حاضر از روش ریشه مجذور استفاده می‌نماید.

در روش مقیاس ریشه مجذور سرانه تعدیل شده هر عضو خانوار به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$w_{ij} = \frac{y_i}{s_i^{\varepsilon}} \qquad (۱۹)$$

w_{ij}: درآمد سرانه تعدیل شده عضو j از خانوار i، y_i درآمد کل خانوار i، S_i بعد خانوار و ε عامل تصحیح برای در نظر گرفتن صرفه‌جویی‌های حاصل از مقیاس است که کشش مقیاس معادل نامیده می‌شود. ε می‌تواند مقادیر بین صفر و یک را اختیار نماید که هر چقدر این مقدار کم‌تر باشد، صرفه‌جویی‌های حاصل از مقیاس بزرگ‌تری در نظر گرفته شده است. در مطالعات اخیر سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه، ε برابر با ۰/۵ در نظر گرفته شده که همان روش ریشه مجذور است، بدین معنا که درآمد هر عضو خانوار برابر با درآمد کل خانوار تقسیم بر ریشه دوم بعد خانوار خواهد بود. در این پژوهش نیز با استفاده از روش ریشه مجذور داده‌ها تعدیل شده‌اند.

جدول ۱ اطلاعات مربوط به حجم و ترکیب نمونه‌گیری‌های انجام شده توسط مرکز آمار در سطح استان کردستان طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول مذکور مشاهده می‌گردد، سهم خانوارهای مناطق روستایی و شهری در محاسبه شاخص‌های نابرابری، تقریباً برابر بوده است.

---

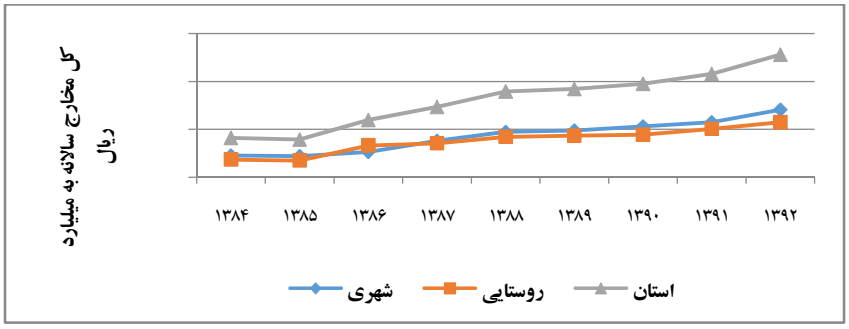
1. OECD Equivalence Scale
2. OECD-Modified Scale
3. Square Root Scale
4. OECD (2009)

جدول ۱: حجم نمونه طرح درآمد- هزینه خانوار مرکز آمار برای استان کردستان طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۴

تعداد خانوار							
سال	استان	شهری	روستایی	سال	استان	شهری	روستایی
۱۳۸۴	۸۵۰	۴۰۰	۴۵۰	۱۳۸۹	۹۵۰	۴۵۰	۵۰۰
۱۳۸۵	۸۰۰	۴۰۰	۴۰۰	۱۳۹۰	۹۳۲	۴۳۶	۴۹۶
۱۳۸۶	۹۹۵	۳۸۰	۶۱۵	۱۳۹۱	۹۲۴	۴۲۷	۴۹۷
۱۳۸۷	۱۰۷۰	۴۶۰	۶۱۰	۱۳۹۲	۹۱۴	۴۲۴	۴۹۰
۱۳۸۸	۹۳۵	۴۵۵	۴۸۰				

منبع: اطلاعات درآمد- هزینه خانوار مرکز آمار

نمودار ۱ روند زمانی مخارج کل خانوارهای شهری، روستایی و کل استان در دوره مورد بررسی را نشان می‌دهد. همان طور که مشاهده می‌گردد به استثنای سال ۱۳۸۶، مخارج خانوارهای شهری علی‌رغم اینکه درصد کمتری در نمونه‌های مورد بررسی را تشکیل می‌دهد، به طورکلی بیشتر از خانوارهای روستایی بوده است. علاوه بر این بررسی دقیق‌تر نمودار مذکور حاکی از آن است که شکاف نابرابری میان مناطق شهری و روستایی از سال ۱۳۸۷ به تدریج افزایش یافته است.



نمودار ۱: مقایسه کل مخارج سالانه مناطق مختلف استان کردستان طی دوره ۱۳۹۲- ۱۳۸۴

۵- یافته‌ها

معیارهای نابرابری برای سه بخش روستایی، شهری و کل استان کردستان محاسبه و نتایج حاصل از آن در جداول ۲ و ۳ گزارش شده است. شاخص‌های محاسبه شده به این صورت می‌باشند که وزن برای شاخص تایل برابر با نسبت درآمد هر بخش (شهری و روستایی) به‌کل درآمد استان است و برای شاخص اتکینسون برابر نسبت تعداد خانوار هر بخش به تعداد کل خانوارهای مورد بررسی

می‌باشد. تایل وزنی و اتکینسون وزنی از حاصل‌ضرب آماره‌های تایل و اتکینسون و وزن‌ها به دست آمده است. همچنین سهم هر بخش از تقسیم نابرابری به‌کل نابرابری وزنی محاسبه شده است. تمام محاسبات برای داده‌های سالانه و تعدیل شده انجام شده است.

۵-۱- نتایج حاصل از شاخص تایل

جدول ۲ نتایج مربوط به تجزیه شاخص تایل را نشان می‌دهد. همان طور که مشاهده می‌گردد به طور کلی نابرابری کل در استان روند کاهشی داشته است. شاخص تایل طی دوره مورد نظر به طور متوسط سالیانه حدود ۶ درصد کاهش داشته است و در طول کل دوره حدود ۳۸ درصد کاهش یافته است. علاوه بر این نابرابری در مناطق شهری و روستایی نیز به ترتیب حدود ۳۹ و ۴۲ درصد کاهش نشان می‌دهد و بنابراین علت عمده کاهش نابرابری در کل استان ناشی از کاهش نابرابری در بخش روستا است. در عین حال نابرابری بین مناطق نیز طی دوره حدود ۶ درصد افزایش یافته است. نابرابری بین مناطق به طور کلی افزایش نشان می‌دهد. کمترین میزان نابرابری بین مناطق در سال ۱۳۸۸ به مقدار ۰/۰۰۸ و بیشترین مقدار آن در سال ۱۳۸۷ به مقدار ۰/۰۲۳ بوده است. همان طور که تودارو[1] (۱۹۶۹) اشاره می‌نماید تفاوت سطح درآمد مناطق روستایی و شهری یکی از عوامل تأثیرگذار بر مهاجرت به مناطق شهری می‌باشد. «اگر تفاوت سطح درآمد میان مناطق شهری و روستایی در طول زمان به گونه‌ای رشد نماید که تأثیرات مثبت اشتغال‌زایی [در مناطق شهری] را خنثی نماید ... این مسأله حتی در صورت پایین بودن شانس پیدا کردن شغل مناسب در مناطق شهری، به مهاجرت گسترده به مناطق شهری و گسترش زاغه‌نشینی منجر خواهد گردید. گسترش بیکاری در مناطق شهری خود به مشکلات بالقوه اجتماعی و اقتصادی دامن خواهد زد» (تودارو، ۱۹۶۹: ۱۴۷). متأسفانه استان کردستان به طور کلی از قابلیت لازم جهت جذب نیروی کار مناطق روستایی برخوردار نیست. ارزش افزوده بخش صنعت در استان کردستان فقط ۶ درصد می‌باشد و این موضوع در حالی است که اشتغال پایدار و طبقه متوسط معمولاً از این بخش زاده می‌شود (رودریک[2]، ۲۰۱۱). بنابراین با وجود مهاجرت نیروی کار از روستا به شهر، نه تنها فقر کاهش پیدا نمی‌کند بلکه دامنه فقر در استان گسترده‌تر خواهد شد.

---

[1]. Todaro (1969)
[2]. Rodrik (2011)

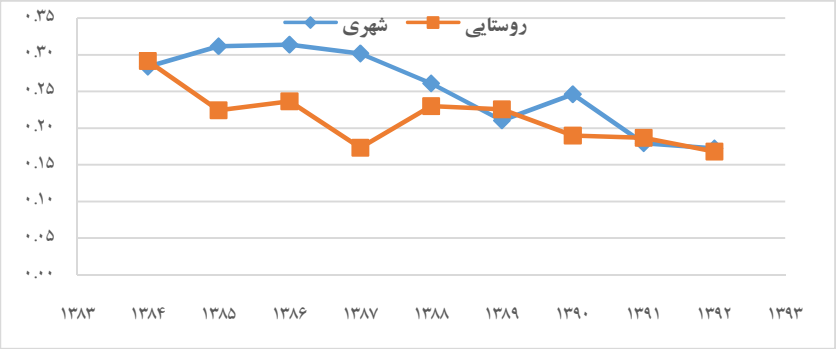
نمودار ۲ نیز نشان می‌دهد که مقدار شاخص نابرابری تایل برای بخش شهری بیش از بخش روستایی است و تنها در سال‌های ۱۳۸۴، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۱ مقدار نابرابری بخش روستایی بیشتر از بخش شهری بوده است. همچنین بر اساس این شاخص مقدار نابرابری برای بخش روستایی در سال ۱۳۸۸ نسبت به سال ۱۳۸۷ افزایش داشته است. نمودار مذکور در عین حال همگرایی نابرابری میان مناطق روستایی و شهری طی دوره مورد بررسی را نشان می‌دهد.

جدول ۲: نتایج حاصل از اندازه‌گیری شاخص نابرابری تایل برای استان کردستان

سال	منطقه	وزن شاخص تایل	شاخص تایل	تایل وزنی	سهم از کل نابرابری
۱۳۸۴	کل	۱	۰/۳۰۵	۰/۳۰۵	۱
	شهری	۰/۵۶۶	۰/۲۸۳	۰/۱۶۱	۰/۵۳
	روستایی	۰/۴۳۳	۰/۲۹۱	۰/۱۲۶	۰/۴۱
	بین مناطق	۱	۰/۰۱۸	۰/۰۱۸	۰/۰۶
۱۳۸۵	کل	۱	۰/۲۹۲	۰/۲۹۲	۱
	شهری	۰/۵۸۹	۰/۳۱۱	۰/۱۸۴	۰/۶۳
	روستایی	۰/۴۱	۰/۲۲۴	۰/۰۹۲	۰/۳۱
	بین مناطق	۱	۰/۰۱۶	۰/۰۱۶	۰/۰۶
۱۳۸۶	کل	۱	۰/۲۸۹	۰/۲۸۹	۱
	شهری	۰/۴۷	۰/۳۱۳	۰/۱۴۸	۰/۵۱
	روستایی	۰/۵۲۹	۰/۲۳۶	۰/۱۲۵	۰/۴۳
	بین مناطق	۱	۰/۰۱۶	۰/۰۱۶	۰/۰۶
۱۳۸۷	کل	۱	۰/۲۶۶	۰/۲۶۶	۱
	شهری	۰/۵۳۷	۰/۳۰۱	۰/۱۶۲	۰/۶۱
	روستایی	۰/۴۶۲	۰/۱۷۳	۰/۰۸	۰/۳۰
	بین مناطق	۱	۰/۰۲۳	۰/۰۲۳	۰/۰۹
۱۳۸۸	کل	۱	۰/۲۵۵	۰/۲۵۵	۱
	شهری	۰/۵۴۸	۰/۲۶	۰/۱۴۳	۰/۵۶
	روستایی	۰/۴۵۱	۰/۲۲۹	۰/۱۰۴	۰/۴۱
	بین مناطق	۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸	۰/۰۳
۱۳۸۹	کل	۱	۰/۲۲۷	۰/۲۲۷	۱
	شهری	۰/۵۴۲	۰/۲۱	۰/۱۱۴	۰/۵۰
	روستایی	۰/۴۵۷	۰/۲۲۵	۰/۱۰۳	۰/۴۶
	بین مناطق	۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۴
۱۳۹۰	کل	۱	۰/۲۳۸	۰/۲۳۸	۱
	شهری	۰/۵۵۸	۰/۲۴۶	۰/۱۳۷	۰/۵۸
	روستایی	۰/۴۴۱	۰/۱۸۹	۰/۰۸۴	۰/۳۵
	بین مناطق	۱	۰/۰۱۶	۰/۰۱۶	۰/۰۷

۱۳۹۱	کل	۱	۰/۱۹۷	۰/۱۹۷	۱
	شهری	۰/۵۴۶	۰/۱۷۹	۰/۰۹۸	۰/۵۰
	روستایی	۰/۴۵۳	۰/۱۸۶	۰/۰۸۵	۰/۴۳
	بین مناطق	۱	۰/۰۱۴	۰/۰۱۴	۰/۰۷
۱۳۹۲	کل	۱	۰/۱۸۹	۰/۱۸۹	۱
	شهری	۰/۵۶	۰/۱۷۲	۰/۰۹۷	۰/۵۱
	روستایی	۰/۴۳۹	۰/۱۶۸	۰/۰۷۴	۰/۳۹
	بین مناطق	۱	۰/۰۱۹	۰/۰۱۹	۰/۱۰
متوسط دوره	کل	۱	۰/۲۵۱	۰/۲۵۱	۱
	شهری	۰/۵۴۶	۰/۲۵۳	۰/۱۳۸	۰/۵۴
	روستایی	۰/۴۵۳	۰/۲۱۳	۰/۰۹۷	۰/۳۹
	بین مناطق	۱	۰/۰۱۶	۰/۰۱۶	۰/۰۶
درصد رشد	کل	–	-۳۸	–	–
	شهری	–	-۳۹	–	-۵
	روستایی	–	-۴۲	–	-۶
	بین مناطق	–	۶	–	۶۷

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲: شاخص تایل برای بخش شهری و روستایی

سهم از کل نابرابری به مفهوم تأثیر هرکدام از عناصر ایجادکننده نابرابری در نابرابری استان است. نتایج حاصل از تجزیه شاخص تایل نشان می‌دهد که تأثیر نابرابری بخش شهری در نابرابری کل استان در تمام سال‌های مورد بررسی بیشتر از اثر نابرابری بخش روستایی و نابرابری بین گروهی است. البته همان طور که ملاحظه می‌گردد سهم نابرابری مناطق شهری در کل دوره حدود ۵۴

درصد و سهم نابرابری درون مناطق روستایی نیز حدود ۳۸ درصد بوده است. بنابراین علی‌رغم اینکه سهم نابرابری درون مناطق شهری از کل نابرابری بیشتر است اما تفاوت زیادی میان آنها وجود ندارد.

همان طور که مشاهده می‌گردد بر خلاف نتایج داودی و رنجبر فلاح (۱۳۹۲، همان ج ۴۸، ص ۷۱) که در آن سهم مناطق روستایی از نابرابری کل استان تهران به طور کلی حدود ۲۰ درصد بوده است، سهم این مناطق از نابرابری کل در استان کردستان رقم قابل توجهی است. بالا بودن سهم نابرابری درون مناطق روستایی از کل نابرابری در استان که تقریباً با سهم مناطق شهری برابری می‌کند، احتمالاً به دلیل موقعیت جغرافیایی و هم مرز بودن با کشور عراق و شرایط مناسب برای انجام فعالیت‌های کشاورزی و دامداری می‌باشد. مرزی بودن استان زمینه‌ساز کسب درآمدهای حاصل از مبادلات تجاری از راه‌های قانونی و در مقیاسی وسیع‌تر از راه‌های غیر قانونی برای ساکنین روستاها و شهرهای مرزی بوده است، زیرا شرایط استان به گونه‌ای است که ساکنین روستاهای غربی توانسته‌اند از طریق قاچاق کالا و خدمات امرار معاش نمایند. از طرف دیگر وجود زمین‌های حاصلخیز شرایط مناسبی را برای ساکنین روستاهای شرقی فراهم آورده است که از طریق کشاورزی و دامداری کسب درآمد نمایند. استان کردستان از لحاظ کشاورزی از مناطق قابل توجه و از لحاظ دامپروری یکی از قطب‌های کشور به شمار می‌آید. این موضوع در حالی است که در سایر نقاط استان چنین فرصت‌هایی در اختیار ساکنان مناطق روستایی قرار ندارد و به همین دلیل مشاهده می‌گردد که نابرابری درون مناطق روستایی سهم قابل ملاحظه‌ای از کل نابرابری در استان را تشکیل داده است. در عین حال باید به این نکته توجه نمود ترکیب جمعیت شهری و روستایی در استان کردستان نیز احتمالاً یکی از دلایل بالا بودن سهم مناطق روستایی از کل نابرابری بوده است چرا که بر اساس آمارهای سال ۱۳۹۱ حدود ۳۴ درصد از جمعیت استان در مناطق روستایی ساکن بوده است (سالنامه آماری سال ۱۳۹۱ استان کردستان) در حالی که میانگین جمعیت روستایی کشور ۲۹ درصد می‌باشد (سالنامه آماری سال ۱۳۹۱کل کشور).

سهم نابرابری بین گروهی یا بین مناطق شهری و روستایی در کل نابرابری استان کردستان چندان بالا نیست. بیشترین سهمی که نابرابری بین گروهی در کل نابرابری داشته است مربوط به سال ۱۳۹۲ بوده و این سهم حدود ۱۰ درصد از کل نابرابری را توضیح می‌دهد. علی‌رغم پایین بودن سهم کلی نابرابری بین مناطق از نابرابری کل، بر اساس محاسبات انجام شده سهم نابرابری بین مناطق حدود ۶۷ درصد رشد نشان می‌دهد در حالی که سهم نابرابری درون مناطق شهری و

روستایی نیز به ترتیب بالغ بر ۴ و ۵ درصد کاهش یافته است. هر چند که اعداد فوق با در نظر گرفتن سهم هر کدام از عوامل نابرابری، چندان قابل ملاحظه نمی‌باشد اما به طور کلی نتایج حاکی از آن است که توزیع منابع طی دوره مورد بررسی به گونه‌ای بوده که نابرابری بین مناطق شهری و روستایی افزایش یافته است. نتایج به دست آمده دلالت‌های سیاستی مهمی برای هدف‌گذاری سیاست‌ها جهت کاهش نابرابری در استان کردستان دارد. این نتایج نشان می‌دهد که به‌طورکلی برای کاهش نابرابری و ایجاد عدالت در کل استان باید سیاست‌ها معطوف به کاهش نابرابری درون مناطق شهری و روستایی گردد هر چند که سهم نابرابری درون مناطق شهری به طور کلی بیشتر از مناطق روستایی می‌باشد. علاوه بر این لازم است که سیاست‌گذاران به افزایش نابرابری میان مناطق روستایی و شهری نیز توجه لازم داشته باشند.

۵-۲- نتایج حاصل از شاخص اتکینسون

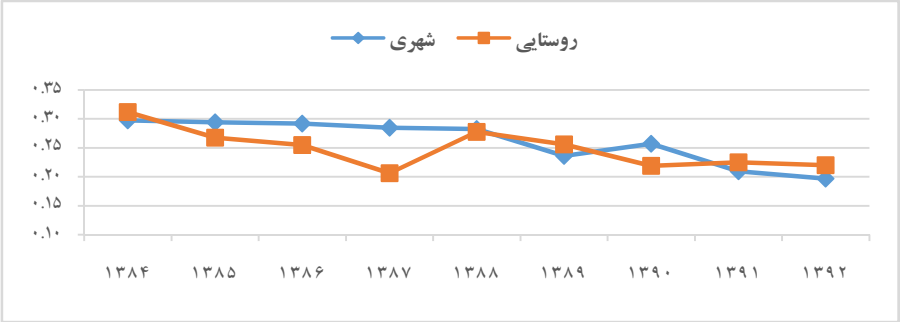
جدول شماره ۳ نتایج حاصل از تجزیه شاخص اتکینسون با فرض پارامتر نابرابری گریزی ۱/۵ را نشان می‌دهد. خاطر نشان می‌گردد که شاخص مذکور با فرض پارامترهای نابرابری گریزی نیم و یک نیز محاسبه شده اما در اینجا فقط نتایج مربوط به ضریب ۱/۵ گزارش شده است. نتایج به دست آمده در هر حالت روند یکسانی را نشان می‌دهد.

جدول ۳: نتایج اندازه‌گیری شاخص نابرابری اتکینسون با پارامتر گریز از نابرابری ۱/۵ برای استان کردستان

سال	منطقه	وزن	اتکینسون ε=۱/۵		
			اتکینسون	اتکینسون وزنی	سهم از نابرابری کل
۱۳۸۴	کل	۱	۰/۳۲۵	۰/۳۲۵	۱
	شهری	۰/۴۷	۰/۲۹۴	۰/۱۴۰	۰/۴۲
	روستایی	۰/۵۳	۰/۳۱۲	۰/۱۶۵	۰/۵۰
	بین مناطق	۱	۰/۰۲۷	۰/۰۲۷	۰/۰۸
۱۳۸۵	کل	۱	۰/۲۹۷	۰/۲۹۷	۱
	شهری	۰/۵۰	۰/۲۹۴	۰/۱۴۷	۰/۴۸
	روستایی	۰/۵۰	۰/۲۶۸	۰/۱۳۴	۰/۴۴
	بین مناطق	۱	۰/۰۲۴	۰/۰۲۴	۰/۰۸
۱۳۸۶	کل	۱	۰/۲۸۵	۰/۲۸۵	۱
	شهری	۰/۳۸	۰/۲۹۲	۰/۱۱۲	۰/۳۸
	روستایی	۰/۶۲	۰/۲۵۵	۰/۱۵۸	۰/۵۴

	بین مناطق	۱	۰/۰۲۳	۰/۰۲۳	۰/۰۸
۱۳۸۷	**کل**	۱	۰/۲۶۳	۰/۲۶۳	۱
	شهری	۰/۴۳	۰/۲۸۴	۰/۱۲۲	۰/۴۵
	روستایی	۰/۵۷	۰/۲۰۶	۰/۱۱۷	۰/۴۳
	بین مناطق	۱	۰/۰۳۴	۰/۰۳۴	۰/۱۲
۱۳۸۸	**کل**	۱	۰/۲۸۸	۰/۲۸۸	۱
	شهری	۰/۴۹	۰/۲۸۳	۰/۱۳۸	۰/۴۷
	روستایی	۰/۵۱	۰/۲۷۸	۰/۱۴۳	۰/۴۹
	بین مناطق	۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲	۰/۰۴
۱۳۸۹	**استان**	۱	۰/۲۵۸	۰/۲۵۸	۱
	شهری	۰/۴۷	۰/۲۳۶	۰/۱۱۲	۰/۴۳
	روستایی	۰/۵۳	۰/۲۵۶	۰/۱۳۵	۰/۵۲
	بین مناطق	۱	۰/۰۱۴	۰/۰۱۴	۰/۰۵
۱۳۹۰	**کل**	۱	۰/۲۵۴	۰/۲۵۴	۱
	شهری	۰/۴۷	۰/۲۵۷	۰/۱۲	۰/۴۶
	روستایی	۰/۵۳	۰/۲۱۹	۰/۱۱۶	۰/۴۵
	بین مناطق	۱	۰/۰۲۴	۰/۰۲۴	۰/۰۹
۱۳۹۱	**کل**	۱	۰/۲۳۵	۰/۲۳۵	۱
	شهری	۰/۴۶	۰/۲۱	۰/۰۹۷	۰/۴۱
	روستایی	۰/۵۴	۰/۲۲۵	۰/۱۲۱	۰/۵۱
	بین مناطق	۱	۰/۰۲۱	۰/۰۲۱	۰/۰۸
۱۳۹۲	**کل**	۱	۰/۲۳۲	۰/۲۴۷	۱
	شهری	۰/۴۶	۰/۱۹۶	۰/۰۹۱	۰/۳۹
	روستایی	۰/۵۴	۰/۲۲	۰/۱۱۸	۰/۵۰
	بین مناطق	۱	۰/۰۲۸	۰/۰۲۸	۰/۱۱
متوسط دوره	**کل**	–	۰/۲۷۱	–	۱
	شهری	–	۰/۲۶۱	–	۰/۴۳.
	روستایی	–	۰/۲۴۹	–	۰/۴۹
	بین مناطق	–	۰/۰۲۳	–	۰/۰۸
درصد رشد	**کل**	–	-۲۸/۶۲	–	–
	شهری	–	-۳۳/۳۳	–	-۷/۱۴
	روستایی	–	-۲۹/۴۹	–	۰
	بین مناطق	–	۳/۷۰	–	۳۷/۵۰

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار ۳: شاخص نابرابری اتکینسون با مقدار پارامتر نابرابری گریزی ۱/۵ برای دو بخش شهری و روستایی

بر اساس شاخص اتکینسون نیز نابرابری کل، نابرابری مناطق شهری و نابرابری مناطق روستایی روند نزولی تجربه کرده است. درصد کاهش نابرابری در کل استان، بخش شهری و روستایی به ترتیب بالغ بر ۲۹، ۳۳ و ۳۰ درصد بوده است. بیشترین و کمترین مقدار نابرابری در بخش شهری به ترتیب در سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۹۲ و با مقادیر ۰/۲۹۷ و ۰/۱۹۶ رخ داده است. در بخش روستایی نیز بیشترین مقدار نابرابری در سال ۱۳۸۴ و با رقم ۰/۳۱۲ و کمترین مقدار در سال ۱۳۸۷ با رقم ۰/۲۰۶ رخ داده است.

نمودار ۳ نشان می‌دهد که برای شاخص اتکینسون مقدار نابرابری در بخش شهری در سال ۱۳۸۴ کمتر از میزان نابرابری روستایی می‌باشد، سپس نابرابری در مناطق روستایی روند کاهشی قابل توجهی را شروع می‌کند که تا سال ۱۳۸۷ ادامه داشته و در سال ۱۳۸۸ افزایش یافته است. با نگاهی به نمودار ۳ می‌توان پی برد که نابرابری در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری در طول دوره مورد بررسی نوسانات بیشتری را طی کرده است اما در سال‌های پایانی مقدار نابرابری در دو بخش به سمت همدیگر همگرا شده‌اند.

با توجه به نتایج جداول شماره ۲ و ۳ به راحتی می‌توان مشاهده کرد که بر خلاف شاخص تایل که در آن سهم مناطق شهری از سهم مناطق روستایی و بین مناطق از نابرابری کل بیشتر است، بر اساس شاخص اتکینسون سهم مناطق شهری در بیشتر سال‌های دوره مورد بررسی کمتر از مناطق روستایی بوده است. به طور مثال بر اساس شاخص اتکینسون سهم نابرابری درون مناطق روستایی به طور متوسط ۴۹ درصد بوده است در حالی که این رقم برای مناطق شهری ۴۳ درصد می‌باشد. این

اختلاف به دلیل تفاوت در وزنی است که به هر کدام از شاخص‌ها نسبت داده می‌شود (وزن برای شاخص تایل برابر با نسبت درآمد بخش‌ها به‌کل درآمد استان است و برای شاخص اتکینسون برابر نسبت تعداد خانوار بخش‌ها به تعداد کل خانوارهای مورد بررسی می‌باشد).

یکی از ویژگی‌های جالب شاخص اتکینسون آن است که تغییر ضریب گریز از نابرابری می‌تواند اطلاعات مفیدی از زوایای پنهان نابرابری جامعه مورد بررسی به دست دهد. افزایش ضریب گریز از نابرابری در این شاخص به مفهوم آن است که جامعه وزن بیشتری به نابرابری در دهک‌های پایین جامعه می‌دهد و یا به عبارتی بهتر با افزایش این ضریب جامعه اهمیت بیشتری به نابرابری گروه‌های پایین درآمدی می‌دهد. از لحاظ نظری اگر این ضریب به سمت بی‌نهایت میل کند این موضوع بدان مفهوم است که جامعه فقط نگران فقیرترین خانوارها در توزیع درآمد می‌باشد. علاوه بر این اگر با افزایش ضریب گریز از نابرابری سهم نابرابری بین مناطق افزایش یابد، این موضوع بدان مفهوم است که با حرکت به سمت دهک‌های پایین درآمدی، نابرابری درون گروهی کمتر و در عوض نابرابری میان مناطق به یکی از عوامل اصلی نابرابری در جامعه تبدیل می‌گردد.

در جدول ۴ یک بار دیگر سهم نابرابری بین مناطق با توجه به مقادیر مختلف پارامتر گریز از نابرابری در شاخص اتکینسون نشان داده شده است. همان طور که ملاحظه می‌گردد با افزایش ضریب گریز از نابرابری سهم مناطق نابرابری بین مناطق روستایی و شهری از کل نابرابری تغییر چندانی نمی‌نماید. به عبارتی بهتر با حرکت به دهک‌های پایین درآمدی الگوی موجود حفظ می‌گردد.

جدول ۴: سهم نابرابری بین مناطق بر اساس مقادیر مختلف گریز از نابرابری شاخص اتکینسون

سال	ε=۰/۵	ε=۱	ε=۱/۵
۱۳۸۴	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۸
۱۳۸۵	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۰۸
۱۳۸۶	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۸
۱۳۸۷	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۱۲
۱۳۸۸	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۴
۱۳۸۹	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۵
۱۳۹۰	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۹
۱۳۹۱	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۹
۱۳۹۲	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۳- تأثیر هدفمندی سازی یارانه‌ها بر نابرابری در استان کردستان

همان طور که در بخش‌های قبلی مشاهده شد، نتایج حاصل از اندازه‌گیری شاخص‌های نابرابری تایل و اتکینسون نشان می‌دهد که نابرابری در مناطق روستایی، شهری و کل استان کردستان برای دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ کاهش یافته است. اما در اینجا دو سؤال مهم اما مرتبط به هم مطرح می‌شود: نخست آنکه آیا این کاهش نابرابری در بخش‌های مختلف از لحاظ آماری هم معنادار است یا اینکه کاهش مذکور تصادفی بوده است؟ و دوم، دلیل کاهش نابرابری طی دوره مورد نظر در استان چه چیزی بوده است؟

دوره مورد مطالعه در این پژوهش مطابق با زمامداری دولت‌های نهم و دهم در کشور بوده است. یکی از مهم‌ترین سیاست‌های دولت دهم اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها بود. بنابراین به نظر می‌رسد که یکی از دلایل بهبود نابرابری در این دوره در استان اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها بوده است. مشاهدات اولیه نیز این موضوع را تأیید می‌نماید چرا که به دنبال اجرای این طرح شاخص نابرابری تایل در سطح استان از حدود ۲۳ درصد در سال ۱۳۸۹ به حدود ۱۹ درصد در سال ۱۳۹۲ کاهش یافته است.

برای بررسی معناداری آماری تأثیر هدفمندی یارانه‌ها بر نابرابری در استان کردستان و همچنین آزمون معناداری کاهش نابرابری در سطح استان، در این قسمت از تحلیل واریانس استفاده شده است. با توجه به اینکه اجرای هدفمندی یارانه‌ها از سال ۱۳۸۹ شروع شده بنابراین برای بررسی تأثیر اجرای این طرح با استفاده از رویکرد تحلیل واریانس میانگین شاخص‌های نابرابری طی دو دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۵ و ۱۳۹۲-۱۳۸۹ (قبل و بعد از اجرای طرح) با همدیگر مقایسه گردیده است. تحلیل واریانس در واقع یک تحلیل رگرسیونی است که متغیر مستقل آن یک متغیر مجازی می‌باشد (آیر[1]، ۲۰۱۰). به طور مثال فرض کنید می‌خواهیم نابرابری قبل و بعد از اجرای هدفمندی یارانه‌ها را با همدیگر مقایسه کنیم. در این حالت متغیر مجازی دو حالت خواهد داشت: نابرابری قبل از اجرای سیاست هدفمندی یعنی دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۵ و نابرابری بعد از اجرای سیاست هدفمندی یعنی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۹. متغیر مجازی برای دوره اول عدد صفر و برای دوره بعد عدد یک را اختیار خواهد کرد. اکنون فرض کنید که نابرابری کل استان طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۵ بر

[1]. Iyer (2010)

متغیر مجازی تعریف شده رگرس شود. با توجه به اینکه در تحلیل رگرسیون عرض از مبدأ مدل مقدار میانگین متغیر وابسته زمانی که مقدار متغیر مستقل صفر باشد را نشان می‌دهد بنابراین در این مدل عرض از مبدأ در واقع میانگین متغیر وابسته برای گروه پایه که در اینجا دوره اول (عدم اجرای هدفمندی) می‌باشد را نشان می‌دهد. به همین ترتیب جمع ضریب متغیر مجازی و عرض از مبدأ میانگین متغیر وابسته برای دوره دوم که هدفمندی یارانه‌ها در آن اجرا شده است را نشان می‌دهد. به عبارتی بهتر ضریب متغیر مجازی میزان اختلاف میانگین نابرابری قبل و بعد از یارانه‌ها را نشان می‌دهد. این مدل را می‌توان برای نابرابری مناطق شهری، روستایی و بین مناطق شهری و روستایی به تفکیک شاخص‌های تایل و اتکینسون به صورت جداگانه انجام داد. بنابراین در اینجا مدل زیر برای انجام تجزیه و تحلیل واریانس برآورد می‌شود:

$$inequality = \alpha + \beta Dum + \varepsilon \qquad (۲۰)$$

که در آن $inequality$ شاخص نابرابری تایل و اتکینسون برای سال‌های مورد بررسی است؛ Dum یک متغیر مجازی است که برای دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۵ عدد صفر و برای دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۹ عدد یک را اختیار می‌نماید.

نتایج برآورد تحلیل واریانس رابطه ۲۰ در جدول ۵ ارائه شده است. عرض از مبدأ نمایانگر شاخص نابرابری اتکینسون و تایل برای هر کدام از بخش‌ها در دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۵ است. ضریب متغیر دامی نیز نشان دهنده تغییرات شاخص نابرابری در دوره اول نسبت به دوره دوم یعنی ۱۳۹۲-۱۳۸۹ می‌باشد. همان طور که مشاهده می‌گردد ضریب متغیر دامی برای تمامی بخش‌ها در هر دو شاخص اتکینسون و تایل منفی می‌باشد و این بدان معنی است که نابرابری طی دوره دوم نسبت به دوره اول کاهش یافته است. در این میان ضرایب مربوط به نابرابری کل استان و نابرابری بخش شهری از لحاظ آماری معنادار است و ضرایب بخش روستایی و میان گروهی از نظر آماری معنادار نمی‌باشد. به عبارتی بهتر با توجه به نتایج به دست آمده اجرای طرح هدفمندی به کاهش نابرابری کل و نابرابری در درون مناطق شهری منجر شده در حالی که این موضوع تأثیر معناداری بر نابرابری درون مناطق روستایی و نابرابری بین مناطق شهری و روستایی نداشته است. به نظر می‌رسد که بی‌معنی بودن ضریب بخش روستایی به علت افزایش ناگهانی نابرابری درون این بخش طی سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ می‌باشد، زیرا همان‌طور که در نمودارهای ۲ و ۳ مشاهده می‌گردد شاخص‌های تایل و اتکینسون در این سال‌ها نسبت به سال ۱۳۸۷ افزایش قابل ملاحظه‌ای نشان

می‌دهند و سپس مجدداً کاهش یافته‌اند، به نحوی که این موضوع سبب شده میانگین شاخص‌های نابرابری طی دو دوره اختلاف معناداری با همدیگر نداشته باشند. نابرابری در مناطق روستایی بعد از سال‌های مذکور مجدداً روند نزولی را تجربه کرده است.

جدول ۵: نتایج حاصل از برآورد مدل تحلیل واریانس برای شاخص‌های تایل و اتکینسون (با ضریب ۰/۵) طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۵ و ۱۳۹۲-۱۳۸۹

شاخص‌ها	بخش‌ها	عرض از مبدأ	متغیر مجازی	آماره F
اتکینسون	استان	۰/۱۱۹ (۰/۰۰۴)	-۰/۰۲۲ (۰/۰۰۵)	۱۹/۹۵ (۰/۰۰۴)
	شهری	۰/۱۲۵ (۰/۰۰۵)	-۰/۰۳۵ (۰/۰۰۷)	۲۱/۶۰ (۰/۰۰۴)
	روستایی	۰/۱۰۰ (۰/۰۰۶)	-۰/۰۱۱ (۰/۰۰۸)	۱/۸۵ (۰/۲۲)
	بین مناطق	۰/۰۰۸ (۰/۰۰۲)	-۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)	۰/۳۴ (۰/۵۸)
تایل	استان	۰/۲۶۶ (۰/۰۱۴)	-۰/۰۵۳ (۰/۰۲۰)	۷/۲۹ (۰/۰۳)
	شهری	۰/۲۹۶ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۹۵ (۰/۰۲۰)	۲۰/۳۶ (۰/۰۰۴)
	روستایی	۰/۲۱۶ (۰/۰۱۳)	-۰/۰۲۴ (۰/۰۱۹)	۱/۵۸ (۰/۲۶)
	بین مناطق	۰/۰۱۶ (۰/۰۰۳)	-۰/۰۰۱ (۰/۰۰۴)	۰/۰۸ (۰/۷۹)

منبع: یافته‌های تحقیق

توضیح: در ستون اول و دوم عناصر اول ضرایب برآورد شده است و عناصر داخل پرانتز انحراف معیار ضریب مربوطه است. در ستون سوم عناصر اول مقدار آماره F است و عناصرداخل پرانتز احتمال مربوطه می‌باشد.

کاهش نابرابری در استان طی دوره مورد نظر در شرایطی اتفاق افتاده است که کشور طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ به علت تحریم‌های هوشمندانه غرب علیه برنامه صلح آمیز هسته‌ای ایران نوسانات بی‌سابقه‌ای را تجربه نمود و نرخ تورم به شدت افزایش یافت. این موضوع در حالی است که نتایج برخی از مطالعات نظیر نیلی و فرح‌بخش (۱۳۷۷)، نظری و مظاهری (۱۳۹۰)، بیات و حکمتی

(۱۳۹۰) و کمیجانی و محمد زاده (۱۳۹۳) نشان می‌دهد که تورم یکی از عوامل بدتر شدن توزیع درآمد و تشدید نابرابری در کشور بوده است.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

یکی از معیارهای دولت موفق، سیاست‌هایی است که منجر به کاهش فقر و نابرابری می‌شود؛ بنابراین دولت‌ها همواره تلاش می‌کنند میزان نابرابری‌ها را در مناطق مختلف به صورت اساسی کاهش دهند، چرا که نابرابری در درآمدها، اعتماد به سیستم اقتصادی را کاهش می‌دهد و ممکن است اثر هر سیاستی را خنثی نماید.

بررسی آمارهای موجود نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی نابرابری در استان به صورت کلی کاهش یافته است و به طور کلی توزیع درآمد در مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی نابرابرتر بوده است، هر چند که در برخی از سال‌ها عکس این قضیه رخ داده است. علاوه بر این نابرابری درون مناطق روستایی کاهش بیشتری را طی دوره مورد بررسی تجربه کرده است. این موضوع در حالی است که نابرابری بین مناطق در انتهای دوره نسبت به اول دوره افزایش داشته است. هر چند که در این پژوهش تجزیه و تحلیل دقیقی از علت کاهش نابرابری در استان انجام نگرفت اما نتایج تحلیل واریانس نشان می‌دهد که اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر بهبود نابرابری در استان داشته است.

با توجه به اینکه سهم مناطق شهری و روستایی به طور متوسط نزدیک به هم می‌باشد، از این رو برای کاهش نابرابری در استان سیاست‌گذاری‌های مربوطه باید به طور همزمان معطوف به مناطق شهری و روستایی باشد و مناطق مذکور از اولویت یکسانی در این زمینه برخوردار هستند. علاوه بر این یکی از ابعاد این سیاست‌گذاری‌ها نیز باید به مسأله نابرابری بین مناطق بپردازد به ویژه آنکه نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل حداکثر نابرابری از افزایش این موضوع حکایت دارد.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. ابراهیمی، آزاده. و راغفر، حسین (۱۳۸۷). "نابرابری درآمدی در ایران طی سال‌های ۸۶-۱۳۶۳". فصلنامهٔ علمی پژوهشی رفاه اجتماعی **۷**(۲۸): ۳۴-۹.

۲. ابوالفتحی قمی، ابوالفضل (۱۳۷۱). *درآمدی بر شناخت شاخص‌های نابرابری درآمد و فقر*، تهران، مرکز آمار ایران.

۳. ابونوری، اسمعیل. خوشکار، آرش. و داودی، پدرام (۱۳۹۲). "تجزیهٔ ضریب جینی در ایران بر حسب مناطق شهری و روستایی". مجله تحقیقات اقتصادی **٤٨**(۳): ۱۲-۱.

۴. پیکتی، توماس (۱۳۹۳). *سرمایه در قرن بیست و یکم*. اصلان قودجانی؛ تهران، انتشارات نقد فرهنگ.

۵. حکمتی، محمد. و بیات، مرضیه (۱۳۹۰). "اندازه‌گیری نابرابری توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی استان همدان طی سال‌های ۱۳۸۶ -۱۳۷۵". فصلنامهٔ علوم اقتصادی **۵**(۱۷): ۴۲-۲۳.

۶. داودی، پدرام. و رنجبر فلاح، محمدرضا (۱۳۹۲). "تجزیهٔ نابرابری مطالعهٔ موردی مناطق شهری و روستایی استان تهران طی دورهٔ ۱۳۷۹-۱۳۸۶". تحقیقات اقتصادی **٤٨**(۴): ۹۰-۷۱.

۷. راغفر، حسین. خوشدست، فریبا. و یزدان پناه، محدثه (۱۳۸۹). "اندازه‌گیری نابرابری درآمد در ایران". فصلنامه‌ی علمی-پژوهشی رفاه اجتماعی **۱۲**(۴۵): ۲۶۶-۲۴۱.

۸. کمیجانی، اکبر. و محمد زاده، فریدون (۱۳۹۳). "تأثیر تورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست‌های جبرانی". فصلنامه پژوهش‌های سیاست‌های اقتصادی **۲۲**(۶۹): ۲۴-۵.

۹. مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۲). توزیع درآمد در خانوارهای شهری، روستایی و کل کشور ۹۱-۱۳۸۰، برگرفته از سایت مرکز آمار به نشانی:
http://www.amar.org.ir/Portals/0/Files/reports/g_jini_80-91.pdf

۱۰. نظری، روح‌الله. و مظاهری، لیلا (۱۳۹۰). "ارتباط تورم و توزیع درآمد در ایران". فصلنامه سیاسی- اقتصادی ۲۸۴: ۲۲۱-۲۰۶.

۱۱. نیلی، مسعود. و فرح‌بخش، علی (۱۳۷۷). "ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد". مجله برنامه و بودجه **۳**(۱۰ و ۱۱): ۱۵۴-۱۲۱.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Atkinson, A. B. (1970). "On the Measurement of Inequality". Journal of Economic Theory **2**(3): 244-263.
2. Atkinson, A. B. and Stiglitz, L. E. (1980). *Lectures on Public Economics*, New York and London, McGraw Hill.
3. Bourguignon, F. (1979). "Decomposable Income Inequality Measures". Econometrica 47: 901-920.
4. Datt, G. and Walker, T. (2004). "Recent Evolution of Inequality in East Asia". Applied Economics Letters **11**(2): 75-79.
5. Elbers, C. Lanjouw, P. Mistiaen, J. A. Özler, B. Simler, K. (2004). "On the Unequal Inequality of Poor Communities". World Bank Econ. Rev **18**(3): 401–421 (2004).
6. FAO (2005). Equivalence Scales: General Aspects. Available at: http://www.fao.org/docs/up/easypol/325/equiv_scales_general_032en.pd.
7. Frankema, E. H. P. (2006). "A Theil Decomposition of Latin American Income Distribution in the 20th Century: Inverting the Kuznets Curve?". Working Paper No.12/06, University of Groningen.
8. Grootaert, C. (1995). "Structural Change and Poverty in Africa: A Decomposition Analysis for Cote d'Ivoire". Journal of Development Economics **47**(2): 375-401.
9. Iyer, S. (2010). "Statistics 104: A Note on ANOVA and Dummy Variable Regression". Available at: http://isites.harvard.edu/fs/docs/icb.topic735753. files/Clarification%20on%20Dummy%20Variable%20Regression%20and%20ANOVA.pdf
10. OECD (2009). "What are Equivalence Scales?". Available at: www.oecd.org/dataoecd/61/52/35411111. pdf.
11. Oyekale, A. S. Adeoti, A. I. and Oyekale, T. O. (2006). "Measurement and Sources of Income Inequality in Rural and Urban Nigeria". PMMA Network Session Paper 52-79.
12. Paredes, D. Iturra, V. and Lufin, M. (2016). "A Spatial Decomposition of Income Inequality in Chile". Regional Studies **50**(5): 771-789.
13. Rodrik, D. (2011). "The Manufacturing Imperative". Available at: https://www.project-syndicate.org/commentary/the-manufacturing-imperative?barrier=true
14. Sicular, T. Ximing, Y. Gustafsson, B. and Shi, L. (2007). "The Urban–Rural Income Gap and Inequality in China". Review of Income and Wealth **53**(1): 93-126.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هجدهم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶

کاربرد مدل ارزش‌گذاری بر اساس فرصت‌های واقعی[1] در ارزیابی تاثیر عوامل موثر بر تغییرات قیمت سهام

مهدیه رضاقلی زاده[2]
مجید آقایی[3]

تاریخ دریافت:۱۳۹۵/۰۶/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۷

چکیده

در این مطالعه تاثیر عوامل موثر بر تغییرات قیمت سهام ۸۵ شرکت منتخب پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در سطوح مختلف سودآوری به صورت نظری و تجربی طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳ با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی پانل دیتا و مقطعی مورد بررسی قرار گرفته است. مدل‌سازی عوامل موثر بر تغییرات قیمت سهام نمونه مورد بررسی با تأکید بر ارزش واقعی شرکت‌ها، با توجه به مدل ارزش‌گذاری بر اساس فرصت‌های واقعی صورت گرفته است.

نتایج حاصل از این تحقیق بیانگر آن است که تاثیر متغیرهایی نظیر بازدهی سود، تغییرات سودآوری و تغییرات فرصت‌های رشد شرکت‌ها بر تغییرات قیمت سهام مثبت و به لحاظ آماری نیز معنی‌دار است، در حالی که تاثیر تغییرات نرخ تنزیل و تغییرات سرمایه سرمایه‌گذاری شده منفی و معنی‌دار می‌باشد. همچنین تاثیر متغیرهای تغییر در سودآوری و تغییر در سرمایه سرمایه‌گذاری شده شرکت‌ها بر تغییرات قیمت سهام آن‌ها در شرکت‌هایی که سودآوری بالاتری دارند، بیشتر است. با توجه به شاخص قدرت توضیحی افزایشی (IEP) به دست آمده، متغیر بازدهی سود سهم بیشتری در توضیح تغییرات قیمت سهام نمونه مورد بررسی نسبت به سایر متغیرها دارد.

واژگان کلیدی: قیمت سهام، پانل دیتا، مدل ارزش‌گذاری بر اساس فرصت‌های واقعی.

Keywords: Stock Price, Panel Data, Real-Options-Based Valuation Model.
JEL Classification: G20, C23, C31.

---

[1]. Real-Options-Based Valuation Model

[2]. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول) m.gholizadeh@umz.ac.ir
[3]. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران m.aghaei@umz.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.18.157

۱- مقدمه

یکی از مهمترین اهداف اقتصاددانان و مشاوران اقتصادی کمک به سرمایه‌گذاران جهت پیش‌بینی جریان نقدی آینده شرکت‌ها و انتخاب سبد بهینه سهام می‌باشد. تغییرات قیمت سهام شرکت‌های مختلف یکی از موارد بسیار مهمی است که انتخاب سهام توسط سرمایه‌گذاران را تحت تاثیر قرار می‌دهد. قیمت سهام شرکت‌ها تحت تاثیر عوامل مختلفی نظیر عوامل اقتصادی، مالی، حسابداری و ... قرار می‌گیرد. بنابراین اطلاع از نحوه تاثیر متغیرهای مختلف بر تغییرات قیمت سهام جهت انتخاب سبد بهینه سهام توسط سرمایه‌گذاران بسیار حایز اهمیت می‌باشد. یکی از مهمترین عواملی که بر قیمت سهام شرکت‌ها تاثیرگذار است، ارزش واقعی شرکت‌ها می‌باشد. ارزش واقعی یک شرکت تحت تاثیر عوامل مختلفی مانند میزان سرمایه شرکت، میزان سودآوری شرکت، مقیاس و اندازه شرکت و ... قرار دارد.

اگر ارزش واقعی یک شرکت اطلاعات مناسبی از قیمت سهام آن شرکت فراهم کند و به عبارت دیگر منعکس‌کننده تغییرات قیمت سهام شرکت باشد، بنابراین باید تغییرات ارزش واقعی شرکت‌ها با تغییرات قیمت سهام آن‌ها و در نتیجه بازدهی سهام همبستگی داشته باشد. در حالی که با توجه به مطالعات انجام شده قبلی ارتباط قوی بین عملکرد بازار سهام و شاخص‌های اندازه‌گیری ارزش واقعی شرکت‌ها مورد تأیید قرار نگرفته است. برای مثال در یک پانل وسیع از شرکت‌های مختلف مورد بررسی، شاخص‌های ارزش واقعی شرکت فقط سهم بسیار کوچکی از تغییرات قیمت سهام آن‌ها را توضیح می‌دهد و ارتباط معنی‌داری بین ارزش واقعی شرکت و بازدهی سهام وجود ندارد (لیو، ۱۹۸۹؛ کخاری، ۲۰۰۱ و لو و لیس، ۲۰۰۰)[1]. بنابراین بررسی ارتباط بین ارزش واقعی شرکت‌ها و تغییرات قیمت سهام آن‌ها در بازارهای مختلف سهام جهت آگاهی سرمایه‌گذاران و مدیران شرکت‌ها بسیار حایز اهمیت می‌باشد.

هدف اصلی در این تحقیق بررسی رابطه بین ارزش واقعی شرکت‌ها و تغییرات قیمت آن‌ها در بورس اوراق بهادار تهران، جهت روشن شدن رابطه بین آن‌ها می‌باشد. به همین منظور ابتدا مدل نظری تاثیر ارزش واقعی شرکت بر عملکرد و تغییرات قیمت سهام آن‌ها ارائه می‌شود و پس از مرور مطالعات انجام شده قبلی در این زمینه، مدل تجربی تحقیق ارائه و با استفاده از جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز، مدل ارائه شده برآورد می‌گردد.

---

[1]. Lev (1989), Kothari (2001), and Lo & Lys (2000)

۲- مبانی نظری تحقیق

مدل‌سازی بررسی تاثیر ارزش واقعی شرکت بر تغییرات قیمت سهام آن در این مطالعه، با توجه به مدل ارزش‌گذاری بر اساس فرصت‌های واقعی ارائه شده توسط هانگ[1] (۲۰۰۰) صورت گرفته است. بر اساس این مدل ارزش یک شرکت شامل ارزش دارایی‌های آن شرکت و فرصت‌های موجود برای رشد و شکوفایی آن شرکت می‌باشد (میلر و مودیگلیانی[2]، ۱۹۶۱).

با توجه به مدل ارزش‌گذاری بر اساس فرصت‌های واقعی، ارزش سهام یک شرکت به دو عامل مقیاس شرکت (میزان سرمایه موجود در شرکت) و سودآوری شرکت (بازدهی سرمایه) آن و پیش‌بینی این دو عامل از آینده بستگی دارد. به عبارت دیگر می‌توان گفت تغییرات قیمت سهام و بازدهی آن ارتباط تنگاتنگی با انتظارات سرمایه‌گذاران از جریان نقدینگی آتی، مقیاس و سودآوری آینده شرکت دارد. چهار عامل جریان نقدی شامل منابع درآمدی، تشکیل و انباشت سرمایه، تغییرات در سودآوری و فرصت‌های رشد، از مهمترین عوامل تاثیرگذار بر تغییرات قیمت سهام یک شرکت می‌باشند. منابع درآمدی جاری شرکت، از مهمترین عوامل تعیین‌کننده بازدهی جاری شرکت می‌باشد و تغییرات در سودآوری شرکت نیز نشان‌دهنده میزان کارایی عملیاتی شرکت است، بنابراین بر جریان نقدینگی و بازدهی آینده شرکت تاثیرگذار هستند. جریان نقدینگی آینده شرکت به مقیاس عملکرد شرکت نیز وابسته است، زیرا با افزایش انباشت سرمایه و در نتیجه افزایش مقیاس شرکت، فرصت‌های رشد موجود شرکت افزایش یافته و متعاقبا بازدهی آینده شرکت را افزایش می‌دهد. علاوه بر این چهار عامل تغییرات در نرخ تنزیل نیز بر بازدهی آینده سهام شرکت تاثیرگذار است (هانگ، ۲۰۰۰).

هانگ (۲۰۰۰) به منظور بررسی تاثیر ارزش واقعی بنگاه بر تغییرات قیمت سهام و بازدهی آن از یک مدل ارزش‌گذاری بر اساس فرصت‌های واقعی، استفاده کرده است. این مدل با تعریف ارزش سهام به عنوان ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی و سپس ارائه رابطه بین اطلاعات حسابداری و جریان نقدی آینده شروع می‌شود. ارزش سهام تابعی از دو عامل اساسی مقیاس و سودآوری[3] است. بنابراین ارزش‌گذاری سهام به پیش‌بینی مقیاس عملکرد و میزان سودآوری عملیات آینده

---

1. Zhang (2000)
2. Miller and Modigliani (1961)
3. Scale and Profitability

شرکت بستگی دارد. تغییرات سودآوری به دلیل اینکه توانایی بنگاه را در تولید ارزش از سرمایه سرمایه‌گذاری[1] شده بیان می‌کند، نقش اساسی در این مدل ایفا می‌نماید.

اگر V_t ارزش تمام حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان دوره t، B_t ارزش دفتری سهام (که ارزش سرمایه سرمایه‌گذاری شده بنگاه را نشان می‌دهد) در پایان دوره t، X_t میزان درآمدهای کسب شده بنگاه در زمان t و g_t نیز فرصت‌های رشد موجود بنگاه در زمان t باشند، حال اگر $q_t \equiv X_t/B_t$ به عنوان سودآوری در زمان t معرفی شود، معادله ارزش سهام هانگ (۲۰۰۰) به صورت زیر بیان می‌گردد:

$$V_t = kE_t (X_{t+1}) + B_t P(q_t) + B_t g_t C(q_t) \qquad (۱)$$

که در این معادله $E_t(X_{t+1})$ برابر با درآمد مورد انتظار دوره بعدی و k عامل انباشت سرمایه‌ای درآمدها می‌باشند. P(qt) و C(qt) نیز به ترتیب بیانگر کاهش فعالیت‌های شرکت و افزایش فعالیت‌های شرکت می‌باشند که هر دو با استفاده از مقیاس عملکرد B_t نرمال شده‌اند و با میزان سودآوری شرکت مرتبط هستند. معادله بالا بیان می‌کند که ارزش حقوق صاحبان سهام برابر است با حفظ سطح فعالیت‌های موجود بنگاه به علاوه ارزش فرصت‌های رشد و از دست رفته. اهمیت نسبی اجزای مختلف معادله بالا به سودآوری شرکت (q_t) و فرصت‌های رشد (g_t) بستگی دارد. برای ساده شدن تجزیه و تحلیل، فرض کنیم که سودآوری از یک فرآیند گام تصادفی به صورت $q_{t+1} = q_t + e_{t+1}$ پیروی می‌کند که e_{t+1} دارای توزیع با میانگین صفر است. حال اگر $E_t(X_{t+1}) = E_t(B_t\, q_{t+1}) = B_t\, q_t$ و $k=1/r_t$ باشند به طوری که r_t نیز نرخ تنزیل در زمان t باشد، آن‌گاه معادله ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$V_t = B_t [q_t / r_t + P(q_t) + g_t C(q_t)] \equiv B_t * v(q_t , g_t , r_t) \qquad (۲)$$

که در معادله (۲)، $v(q_t , g_t , r_t) \equiv q_t / r_t + P(q_t) + g_t C(q_t)$ است. بر اساس این معادله ارزش حقوق صاحبان سهام می‌تواند ناشی از دو عنصر اساسی مقدار سرمایه سرمایه‌گذاری شده (B_t) و ارزش هر واحد سرمایه (v) باشد که تابعی از میزان سودآوری (q_t)، فرصت‌های رشد (g_t)

[1]. Invested Capital

و نرخ تنزیل (r_t) است (هانگ، ۲۰۰۰).

برای به دست آوردن معادله تغییرات قیمت و بازدهی سهام از معادله حقوق صاحبان سهام، تغییر در ارزش حقوق صاحبان سهام در دوره t نسبت به دوره t+1 را با ΔV_{t+1} بیان می‌کنیم و با در نظر گرفتن این تغییر برای سایر متغیرها خواهیم داشت:

$$\Delta_{Vt+1} \approx \Delta_{Bt+1}\, v(q_t , g_t , r_t) + B_t\, [v1\ \Delta q_{t+1} + C(q_t)\Delta g_{t+1} + v_3\ \Delta r_{t+1}] \qquad (۳)$$

که در این معادله $v_1 \equiv dv/dq_t$ ، $v_3 \equiv dv/dr_t$ و $dv/dg_t = C(q_t)$ است.

اگر D_{t+1} میزان سود پرداختی خالص ناشی از سرمایه در دوره t+1 تعریف شود، در نتیجه بازدهی سهام در دوره t+1 برابر با R_{t+1} و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$R_{t+1} = \frac{\Delta V_{t+1} + D_{t+1}}{V_t}$$

$$= v\left[\frac{\Delta B_{t+1}}{V_t}\right] + v_1\left[\frac{B_t}{V_t}\,\Delta q_{t+1}\right] + C(q_t)\left[\frac{B_t}{V_t}\,\Delta g_{t+1}\right] + v_3\left[\frac{B_t}{V_t}\,\Delta r_{t+1}\right] + \frac{D_{t+1}}{V_t}$$

$$= \left[\frac{\Delta B_{t+1}}{B_t}\right] + v_1\left[\frac{B_t}{V_t}\,\Delta q_{t+1}\right] + C(q_t)\left[\frac{B_t}{V_t}\,\Delta g_{t+1}\right] + v_3\left[\frac{B_t}{V_t}\,\Delta r_{t+1}\right] + \frac{D_{t+1}}{V_t} \qquad (۴)$$

اگر $\Delta B_{t+1} = X_{t+1} - D_{t+1}$ در نتیجه خواهیم داشت $D_{t+1} = X_{t+1} - \Delta B_{t+1}$. اگر به جای متغیر میزان سود دوره‌های آتی (D_{t+1}) در معادله بالا، متغیرهای X_{t+1} و ΔB_{t+1} جایگذاری شود، معادله تغییرات قیمت و بازدهی سهام در دوره t+1 را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$R_{t+1} = \left[\frac{X_{t+1}}{V_t}\right] + v_1\left[\frac{B_t}{V_t}\,\Delta q_{t+1}\right] + \left[\left(1 - \frac{B_t}{V_t}\right)\frac{\Delta B_{t+1}}{B_t}\right] + C(q_t)\left[\frac{B_t}{V_t}\,\Delta g_{t+1}\right] + v_3\left[\frac{B_t}{V_t}\,\Delta r_{t+1}\right] \qquad (۵)$$

معادله (۵) نشان‌دهنده تغییرات قیمت و بازدهی سهام طی دوره t+1 می‌باشد که تابعی از پنج عامل زیر است:

۱- میزان درآمد جاری شرکت (X_{t+1}/V_t)، میزان درآمد جاری شرکت با X_{t+1} نشان داده می‌شود که با استفاده از ارزش سهام در ابتدای دوره که تشکیل دهنده بخشی از تغییرات قیمت و بازدهی سهام است، نرمال‌سازی شده است.

۲- میزان تغییر در سودآوری (Δq_{t+1})، سودآوری شرکت مرکز اصلی تولید ارزش شرکت و در نتیجه عامل اصلی ایجاد تغییرات قیمت و بازدهی سهام است. در مدل بالا تغییرات در سودآوری با استفاده از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری (B_t/V_t) در ابتدای دوره تعدیل شده است.

۳- میزان تغییر در حقوق صاحبان سهام ($\Delta B_{t+1}/B_t$)، تغییر در حقوق صاحبان سهام به صورت نسبت تغییر در حقوق صاحبان سهام سرمایه‌گذاری شده تعریف می‌شود و بر اساس میزان ارزش تولید شده، تغییرات قیمت و بازدهی سهام را تحت تاثیر قرار می‌دهد. با توجه به اینکه میزان بازدهی برابر است با خالص سرمایه سرمایه‌گذاری شده نسبت به هزینه‌های آن، در نتیجه در معادله بازدهی (R_{t+1}) متغیر $\Delta B_{t+1}/B_t$ با استفاده از نسبت ($1-B_t/V_t$) تعدیل شده است.

۴- تغییر در فرصت‌های موجود رشد (Δg_{t+1})، با فرض ثابت بودن سایر شرایط یک شوک مثبت در فرصت‌های رشد باعث افزایش حقوق صاحبان سهام و در نتیجه افزایش بازدهی خواهد شد.

۵- تغییر در نرخ تنزیل (Δr_{t+1})، نرخ تنزیل قیمت‌گذاری جریان‌های نقدی آتی را مشخص می‌کند. یک افزایش در نرخ تنزیل باعث کاهش ارزش فعلی جریان‌های آتی خواهد شد که در نتیجه موجب کاهش حقوق صاحبان سهام و در نتیجه تغییرات قیمت سهام و بازدهی آن می‌شود (چن و هانگ[1]، ۲۰۰۶).

۳- مطالعات انجام شده قبلی

با توجه به ضرورت و اهمیت بررسی عوامل موثر بر تغییرات قیمت سهام در بازارهای مالی، مطالعات تجربی مختلفی در داخل و خارج از کشور در این زمینه انجام شده است که در ادامه خلاصه‌ای از این مطالعات ارائه می‌شود.

چن و هانگ (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر بر تغییرات قیمت و بازدهی سهام در کشور هنگ کنگ پرداختند. آن‌ها در این مطالعه تاثیر متغیرهایی مانند بازدهی سود، تغییرات سودآوری، سرمایه سرمایه‌گذاری شده، تغییرات فرصت‌های رشد و تغییرات نرخ تنزیل را بر بازدهی سهام در قالب الگوهای پانل دیتا و سری زمانی مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج به دست آمده از این مطالعه، به جز نرخ تنزیل تاثیر دیگر متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش بر بازدهی سهام مثبت و معنی‌دار است.

[1]. Peter Chen and Zhang (2006)

خان و همکاران (۲۰۱۲)[1] در مطالعه‌ای به بررسی متغیرهایی نظیر سود تقسیم شده، درآمدهای سالانه شرکت و ارزش دفتری به ازای هر سهم در بورس کراچی پاکستان طی دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۱ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده از این تحقیق سه متغیر ذکر شده تاثیر مثبت و معنی‌دار بر بازدهی سهام بورس کراچی دارند و از بین این سه متغیر تاثیر ارزش دفتری بر بازدهی سهام بیشتر است.

مناجی (۲۰۱۲)[2] در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر EPS بر بازدهی سهام بورس فیلیپین پرداخت. بر اساس نتایج به دست آمده از این تحقیق رابطه همبستگی منفی و ضعیفی بین این دو متغیر در بازار سهام فیلیپین برقرار است.

وانگ و همکاران (۲۰۱۳)[3] در مطالعه‌ای به بررسی واکنش قیمت سهام در بورس چین نسبت به تغییرات در اطلاعات حسابداری شرکت‌های موجود در سال ۲۰۱۱ پرداختند. آن‌ها در این مطالعه به بررسی تاثیر برخی از شاخص‌ها و متغیرهای مالی نظیر درآمد هر سهم، ارزش دفتری و سود حسابداری بر شاخص قیمت سهام و بازدهی سهام چین پرداختند. بر اساس نتایج به دست آمده از این مطالعه بین شاخص‌های اطلاعات حسابداری شرکت‌ها و قیمت سهام رابطه مثبتی وجود دارد ولی سطح معنی‌داری در شاخص‌های مختلف متفاوت است به طوری که EPS و بازدهی حقوق صاحبان سهام از معنی‌داری بیشتری برخوردار هستند.

رزاق و آلمری[4] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی و تجزیه و تحلیل توانایی متغیرهای حسابداری در توضیح نوسانات قیمت سهام در بورس امان پرداختند. آن‌ها در این مطالعه تاثیر متغیرهای نسبت سود سهام پرداختی، عملکرد سود سهام، ارزش بازار، نوسانات درآمد خالص، نسبت بدهی و رشد دارایی‌های شرکت بر نوسانات قیمت سهام شرکت‌های صنعتی موجود در بورس اوراق بهادار امان را طی دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج حاصل از مدل رگرسیون چندگانه در این تحقیق، تمامی متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق فقط ۳/۸ درصد از تغییرات قیمت سهام بورس اوراق بهادار امان را مورد بررسی قرار می‌دهند و ۹۶/۲ درصد از تغییرات قیمت سهام تحت تاثیر عوامل دیگری قرار دارد.

---

1. Khan et al (2012)
2. Menaje (2012)
3. Wang et al (2013)
4. Razaq and Almeri (2014)

استفن و همکاران[1] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر عملکرد سود و سود پرداختنی بر نوسانات قیمت سهام معاملات مرزی بورس اوراق بهادار نایروبی کشور کنیا طی دوره زمانی ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۴ با استفاده از الگوی پانل دیتا پرداختند. بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق رابطه مثبت و معنی‌داری بین متغیرهای سود پرداختنی و نوسانات قیمت سهام طی دوره مورد بررسی وجود دارد و سود پرداختنی به عنوان یک عامل مهم و تعیین‌کننده نوسانات قیمت سهام در بازارهای مرزی محسوب می‌شود. نتایج حاصل از این تحقیق بیانگر این است که یک رابطه هم‌خطی شدید بین عمکرد سود و سود پرداختنی وجود دارد و در صورت وجود این دو متغیر به عنوان متغیر توضیحی در مدل، ضریب تعیین کاهش می‌یابد.

در ایران نیز نظر به اهمیت موضوع بررسی عوامل موثر بر تغییرات قیمت و بازدهی سهام، مطالعات مختلفی در این زمینه انجام شده است.

هاشمی و ساعدی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها نظیر ثبات سود، اهرم مالی، اندازه و رشد شرکت‌ها بر محتوای اطلاعاتی سود و جریان‌های نقدی عملیاتی در توضیح بازدهی سهام طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶ پرداختند. بر اساس نتایج به دست آمده از این مطالعه ارتباط بازده سهام با سود و جریان‌های نقدی عملیاتی برای شرکت‌های با سود پایدار و رشد بالا بیشتر است. از طرف دیگر ارتباط بازدهی سهام در شرکت‌های با اهرم مالی پائین با سود عملیاتی افزایش و با جریان‌های نقدی عملیاتی کاهش می‌یابد.

قائمی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر متغیرهای حسابداری، متغیرهای بازار و اندازه شرکت بر بازدهی غیر عادی سهام ۱۸۳ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ بر اساس سه آزمون پاتل[2]، بومر و همکاران[3] و آماره مقطعی پرداختند. بر اساس نتایج به دست آمده توان آزمون‌های مبتنی بر متغیرهای حسابداری در سنجش بازده غیر عادی سهام برابر با میزان توان آزمون‌های مبتنی بر متغیرهای بازار است.

وجه مشترک تمامی مطالعات انجام شده در زمینه عوامل موثر بر تغییرات قیمت سهام آن است که در این مطالعات، تاثیر متغیرهای مختلف مالی، اقتصادی و ... بر تغییرات قیمت و بازدهی سهام مورد بررسی قرار گرفته است ولی بررسی تاثیر متغیرهایی که نشان‌دهنده ارزش واقعی یک

---

1. Stephen et al (2015)
2. Patell
3. Boehmer et al

شرکت باشند، بر تغییرات قیمت سهام آن‌ها تاکنون مورد بررسی قرار نگرفته است. به همین منظور هدف اصلی مطالعه حاضر آن است که تاثیر ارزش واقعی شرکت بر تغییرات قیمت سهام در قالب الگوهای اقتصادسنجی پانل دیتا و مقطعی و با توجه به مدل ارزش‌گذاری بر اساس فرصت‌های واقعی، مورد ارزیابی قرار گیرد که رویکردی متفاوت با سایر مقالات انجام شده در این زمینه می‌باشد.

۴- ارائه مدل تجربی تحقیق

جهت بررسی تأثیر عوامل ناشی از ارزش واقعی شرکت بر تغییرات قیمت سهام شرکت‌های مورد مطالعه پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مدل تجربی بر اساس مبانی نظری تحقیق و مطالعات انجام شده قبلی[1] به دو صورت مختلف برآورد می‌گردد.

ابتدا تاثیر عوامل موثر بر تغییرات قیمت سهام در قالب یک رگرسیون خطی به صورت معادله (۶) که برگرفته از معادله (۵) می‌باشد، برآورد خواهد شد.

$$R_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \gamma \Delta \hat{q}_{it} + \delta \Delta \hat{b}_{it} + \omega \Delta \hat{g}_{it} + \varphi \Delta \hat{r}_{it} + e_{it} \qquad (۶)$$

به طوری که در معادله (۶):

R_{it} عبارتست از تغییرات قیمت سالانه یا بازدهی سهام شرکت i در سال t. بازده را می‌توان به تغییر در ارزش یک دارایی در طول یک دوره زمانی مشخص تعریف کرد. در مورد سهام، این تغییر ناشی از تغییر در قیمت سهم به اضافه سود یا مزایای پرداختی می‌باشد، منظور از بازده کل سهام، مجموعه مزایایی است که در طول سال به سهم تعلق می‌گیرد. بازده سهام در این تحقیق با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌گردد:

$$R_t = \frac{(P_t - P_{t-1})}{P_{t-1}}$$

R_t :t بازده سهام در دوره

P_t قیمت سهم در دوره مورد نظر:

[1]. Zhang (2000) and Chen and Zhang (2006)

قیمت سهم دردوره (t-1): P_t-1

x_{it} عبارت است از بازده سود سالانه شرکت i در سال t که از طریق تقسیم درآمد سهامداران شرکت در سال t (X_{it}) بر ارزش بازاری سهام در ابتدای هر دوره ($V_{i,t-1}$) اندازه‌گیری می‌شود.

Δq_{it} عبارت است از تغییرات سودآوری شرکت i در سال t که با استفاده از ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره به ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام تعدیل می‌شود.

$$\Delta q_{it} =(q_{it} - q_{it-1})B_{it-1}/V_{it-1}$$

با تعریف سودآوری به عنوان بازدهی حقوق صاحبان سهام خواهیم داشت، $q_{it} =X_{it}/B_{i,t-1}$.

Δb_{it} عبارت است از سرمایه سرمایه‌گذاری شده یا تغییرات نسبی در ارزش دفتری دارایی شرکت i در سال t که با استفاده از یک منهای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری در ابتدای دوره تعدیل شده است.

$$\Delta b_{it} =[(B_{it} - B_{it-1})/B_{it-1}] (1- B_{it-1}/V_{it-1})$$

Δg_{it} عبارت است از تغییرات در فرصت‌های موجود رشد برای شرکت i در سال t که با استفاده از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سهام در ابتدای دوره تعدیل می‌شود.

$$\Delta g_{it} = (g_{it} - g_{it-1}) B_{it-1}/V_{it-1}$$

$\Delta \hat{r}_{it}$ عبارت است از تغییرات نرخ تنزیل شرکت i در سال t که با استفاده از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری در ابتدای دوره iامین شرکت تعدیل می‌شود $\Delta r_{it} = (r_t-r_{t-1}) B_{it-1}/V_{it-1}$.

$\alpha, \beta, \gamma, \delta, \omega$ و φ ضرایب رگرسیون هستند و e_{it} جزء باقیمانده مدل یا همان جزء خطای تصادفی می‌باشد. بر اساس مبانی نظری موجود، انتظار بر این است که $\beta=1$، $\gamma>0$، $\delta=1$، $\omega>0$ و $\phi<0$ باشند.

در ادامه، بررسی عوامل موثر بر تغییرات قیمت سهام به صورت یک رگرسیون خطی تکه‌ای[1] تصریح و برآورد می‌شود. در این مرحله شرکت‌های مورد بررسی به دو دسته شرکت‌های با سودآوری بالا و شرکت‌های با سودآوری پائین تقسیم‌بندی می‌شوند و با توجه به این که متغیرهای

[1]. Piecewise Linear Regression

Δq و Δg در شرکت‌های مختلف متفاوت هستند این دو متغیر به صورت حاصل ضرب یک متغیر مجازی میزان سودآوری در مدل وارد می‌شود. تصریح رگرسیون خطی تکه‌ای در این تحقیق به صورت زیر است:

$$R_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \gamma \Delta q_{it} + \gamma_M M \Delta q_{it} + \gamma_H H \Delta q_{it} + \delta \Delta b_{it} + \omega \Delta g_{it} + \omega_M M \Delta g_{it} + \omega_H H \Delta g_{it} + \varphi \Delta r_{it} + e_{it} \quad (۷)$$

در مدل (۷) M و H به ترتیب بیانگر متغیرهای مجازی[1] برای شرکت‌هایی با سودآوری پائین و بالا می‌باشند. با استفاده از این مدل تاثیر متغیرهای مورد بررسی در سطوح متفاوت سودآوری شرکت‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. انتظار بر این است که ضریب متغیرهای تقاطعی سودآوری و فرصت‌های رشد با متغیرهای مجازی سطح سودآوری بالا و متوسط در مدل به صورت $\gamma_H > \gamma_M > 0$ و $\omega_H > \omega_M > 0$ باشند.

اغلب مطالعات انجام شده قبلی از متغیرهای درآمدی مانند سود سالانه شرکت، EPS[2]، DPS[3] و سایر متغیرهای درآمدی دیگر جهت بررسی بازدهی و تغییرات قیمت سهام استفاده کرده‌اند. ولی همان‌طور که ذکر گردید، در این مطالعه تاثیر شاخص‌های ارزش واقعی شرکت متفاوت با مطالعات دیگر بر تغییرات قیمت سهام مورد بررسی قرار گرفت. در این قسمت از تحقیق به منظور مقایسه و بررسی نتایج حاصل از مدل‌های ارائه شده در این تحقیق و همچنین جهت اطمینان از پایداری و اعتبار مدل‌های ارائه شده، دو مدل زیر نیز که در اکثر مطالعات از آن‌ها استفاده شده است، به صورت مدل‌های کنترلی ارائه و برآورد می‌گردد:

$$R_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \lambda \Delta x_{it} + e_{it} \quad (۸)$$

$$R_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \lambda \Delta \hat{q}_{it} + e_{it} \quad (۹)$$

در معادلات (۸) و (۹)، Δx_{it} نشان‌دهنده تغییرات بازدهی سالانه سود شرکت i در زمان t می‌باشد که به صورت تغییر درآمدهای حاصل از iامین شرکت در زمان t تقسیم بر ارزش بازاری آن شرکت در ابتدای دوره t اندازه‌گیری می‌شود ($\Delta x_{it}=(X_{it}-X_{it-1})/V_{it-1}$). تعریف سایر متغیرهای

---

1. Dummy Variables
2. Earning Per Share
3. Dividends Per Share

ارائه شده در مدل‌های (۸) و (۹) و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها نیز قبلا توضیح داده شده است. تمام مدل‌های ارائه شده در این قسمت علاوه بر روش پانلی (۸۵ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳)، به صورت مقطعی (۸۵ شرکت در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳ به صورت جداگانه برای هر سال) نیز مورد تخمین قرار خواهند گرفت.

۴-۱- داده‌های تحقیق

جامعه آماری مورد بررسی در این تحقیق، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند که به روش حذف سیستماتیک و بر اساس ارائه صورت‌های مالی شرکت‌ها به بورس و در دسترس بودن اطلاعات آماری مورد نیاز مدل‌های تحقیق، یک نمونه ۸۵ تایی از این شرکت‌ها انتخاب گردید. اسامی شرکت‌های مورد بررسی در دو گروه مختلف بر اساس میزان سودآوری بالا و پائین در جدول ۱ ارائه شده است. تمام داده و اطلاعات آماری مورد نیاز در این تحقیق از اطلاعات ارائه شده توسط سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران (شرکت مدیریت فناوری بورس تهران) به صورت سالانه طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳ جمع‌آوری شده است.

جدول ۱: اسامی شرکت‌های مورد بررسی در دو گروه متفاوت سودآوری

شرکت‌های با سودآوری بالا	شرکت‌های با سودآوری متوسط و پائین
شرکت کالسیمین، سیمان شمال، سیمان ارومیه، سیمان قاین، لابراتوارهای رازک، معدنی املاح ایران، داروسازی فارابی، سیمان مازندران، پارس دارو، کمباین‌سازی ایران، داروسازی داملران، سینا دارو، زامیاد، البرز دارو، افست، آلومتک، سیمان کرمان، داروسازی جابر ابن حیان، قطعات اتومبیل ایران، کابل باختر، خاک چینی ایران، صنایع شیمیایی ایران، تولی پرس، سیمان شرق، تولیدی لنت ترمز ایران، داروسازی کوثر، صنایع شیمیایی سینا، داروپخش	ایران ترانسفو، لعابیران، پتروشیمی فارابی، داروسازی ابوریحان، کارخانجات کمک فنر ایندامین، سایپا پتروشیمی آبادان، صنایع کاشی اصفهان، قند نقش جهان، دارویی لقمان، صنایع سرما آفرین، سیمان تهران، صنعتی دریایی ایران، کاربراتور ایران، تامین ماسه ریخته‌گری، صنایع مس شهید باهنر، نورد و لوله اهواز، آهنگری تراکتورسازی ایران، گروه صنعتی بوتان، خوراک دام پارس، چرخشگر، رادیاتور ایران، آبسال، گروه صنعتی بارز، جوش و اکسیژن ایران، لابراتوار داروسازی دکتر عیدی، کربن ایران، صنعتی نیرو محرکه، ورزیران، لامپ پارس شهاب، ایران خودرو، صنعتی ناب، کارخانه چینی ایران، گروه بهمن، صنعتی آما، کارخانجات تولیدی پلاستیران، نورد و تولید قطعات فولادی، کارخانجات نساجی بروجرد، مهندسی فیروزا، پشم و شیشه ایران، نوش مازندران، شیشه و گاز، توسعه صنایع بهشهر، بیسکویت گرجی، کاشی نیلو، ایران مرینوس، سایپا دیزل، کارخانجات کاشی و سرامیک الوند، صنعتی پارس مینو، آلومینیوم پارس، تولیدی فیبر ایران، فنرسازی خاور، پشمبافی توس، شیشه قزوین، محورسازان ایران خودرو، سولیران، تولیدی پلاستیک شاهین، ماشین‌سازی اراک

منبع: گردآوری نویسندگان

۴-۲- آماره‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی متغیرهای استفاده شده در مدل پانل دیتا در جدول ۲ ارائه شده است. بر اساس آزمون جارک برا در این جدول، نرمال بودن توزیع آماری تمام متغیرهای استفاده شده در مدل تحقیق مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین می‌توان از آمار پارامتریک جهت تجزیه و تحلیل اطلاعات استفاده کرد.

جدول ۲: آماره‌های توصیفی مدل پانل

	تغییرات نرخ تنزیل (Δr)	تغییرات در سودآوری (ΔQ)	تغییرات در فرصت‌های رشد (ΔG)	تغییر در سرمایه سرمایه‌گذاری شده (ΔB)	تغییرات در بازدهی سود سالانه (ΔX)	بازدهی سود سالانه (X)	بازدهی سالانه سهام (R)
میانگین	۰/۶۶۹۳۰۶	۰/۸۱۳۵۰۱	-۰/۰۲۵۷۶۰	-۰/۰۲۵۷۶۰	۰/۰۲۳۱۵۸	-۰/۰۰۳۹۲۲	-۰/۰۱۴۴۴۷
میانه	۰/۲۸۰۰۵۶	۰/۱۸۴۱۶۳	-۰/۰۱۶۹۶۸	-۰/۰۱۶۹۶۸	-۰/۰۰۶۷۶۵	-۰/۰۱۴۱۶۸	-۰/۰۲۴۱۲۰
ماکزیمم	۴۲/۴۹۰۴۳	۴۱۰/۵۵۹۲	۴۱۰/۷۶۵۴	۴۱۰/۷۶۵۴	۱۴۷۸/۰۱۸	۴۱۰/۷۴۳۹	۸/۶۱۰۶۴۳
مینیمم	-۰/۹۴۹۵۰۰	-۴/۹۰۱۳۰۳	-۴۱۰/۳۳۰۲	-۴۱۰/۳۳۰۲	-۱۴۳۱/۱۶۸	-۳۹۷/۰۸۹۱	-۱/۰۳۲۷۵۱
انحراف استاندارد از میانگین	۲/۱۳۵۸۲۶	۱۶/۰۱۲۹۹	۲۲/۶۷۱۱۹	۲۲/۶۷۱۱۹	۸۰/۴۵۸۷۳	۲۲/۳۰۸۳۸	۰/۴۱۶۰۹۴
چولگی	۰/۰۰۳۴۸	۰/۰۰۵۵۹	۰/۰۰۲۲۲۵	۰/۰۳۲۲۲۵	۰/۰۰۸۶۷۷	۰/۰۰۹۱۸۶	۰/۰۰۵۰۶
کشیدگی	۰/۰۴۵۳	۰/۰۵۲۴۳	۰/۰۳۵۷۲	۰/۰۳۵۷۲	۰/۰۶۹۳۷	۰/۰۷۲۰۵	۰/۰۵۱۱۲
آماره Jarque-Bera	۱۴/۷۹۹۳۵	۱۱/۶۹۱۷۸۲	۲۸/۹۷۸۴۳	۲۸/۹۷۸۴۳	۲۸/۶۸۳۷۰	۲۹/۰۴۴۱۱	۲۱/۵۸۶۸۹
احتمال	۰/۱۲۳۴۵۰	۰/۵۶۴۳۲۱	۰/۴۳۸۹۱۰	۰/۰۹۸۰۷۶۵	۰/۰۸۷۶۵۴	۰/۱۵۶۴۷۳	۰/۲۳۴۵۶۸
کل مشاهدات	۶۵۷	۶۵۷	۶۵۷	۶۵۷	۶۵۷	۶۵۷	۶۵۷
مقاطع	۸۵	۸۵	۸۵	۸۵	۸۵	۸۵	۸۵

منبع: محاسبات تحقیق

ماتریس ضرایب همبستگی متغیرهای تحقیق به منظور آگاهی از میزان همبستگی بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی در جدول ۳ ارائه شده است.

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود متغیر بازده سهام با متغیرهای توضیحی استفاده شده در مدل به جز تغییر در نرخ تنزیل دارای رابطه همبستگی مثبت می‌باشد.

جدول ۳: ماتریس همبستگی متغیرهای استفاده شده در مدل

	بازدهی سالانه سهام (R)	بازدهی سود (X)	تغییر در فرصت‌های رشد (ΔG)	تغییر در سرمایه سرمایه‌گذاری شده (ΔB)	تغییر در سودآوری (ΔQ)	تغییر در نرخ تنزیل (Δr)
بازدهی سالانه سهام (R)	۱/۰۰۰۰۰۰	۰/۳۱۲۱۸۸	۰/۵۷۸۰۰۰	۰/۶۱۵۶۰۱	۰/۵۱۱۱۸۴	-۰/۴۲۶۴۲۰
بازدهی سود (X)	۰/۳۱۲۱۸۸	۱/۰۰۰۰۰۰	۰/۴۱۷۸۶۸	-۰/۰۰۲۳۳۰	۰/۴۱۹۲۴۴	۰/۰۲۰۱۴۱
تغییر در فرصت‌های رشد (ΔG)	۰/۵۷۸۰۰۰	۰/۷۱۷۸۶۸	۱/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۶۱	۰/۴۹۸۷۱۱	۰/۰۲۸۲۷۴
تغییر در سرمایه سرمایه‌گذاری شده (ΔB)	۰/۶۱۵۶۰۱	-۰/۰۰۲۳۳۰	۰/۰۰۰۰۶۱	۱/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۲۱۳	۰/۰۲۲۷۹۱
تغییر در سودآوری (ΔQ)	۰/۵۱۱۱۸۴	۰/۷۱۹۲۴۴	۰/۴۹۸۷۱۱	۰/۰۰۰۲۱۳	۱/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۳۱۷۲۳
تغییر در نرخ تنزیل (Δr)	-۰/۴۲۶۴۲۰	۰/۰۲۰۱۴۱	۰/۰۲۸۲۷۴	۰۲۲۷۹۱	۰/۰۳۱۷۲۳	۱/۰۰۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

۵- تخمین و برآورد مدل پانل

۵-۱- آزمون ریشه واحد پانل

قبل از انجام تخمین به منظور بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل پانل از آزمون‌های ریشه واحد پانل استفاده می‌شود. در این تحقیق از آزمون‌های مختلف ریشه واحد پانل نظیر آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو[1]، آزمون ایم، پسران و شین[2]، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته فیشر[3]، آزمون فیشر، فیلیپس پرون[4] و آزمون برایتونگ[5] به منظور بررسی وجود یا عدم وجود ریشه واحد متغیرها استفاده خواهد شد. نتایج حاصل از آزمون‌های مختلف ریشه واحد در جداول (۴) و (۵) نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد بر اساس تمام آزمون‌های انجام شده، متغیرهای مدل در سطح ایستا می‌باشند.

1. Levin, Lin and Chu (LLC) (2002)
2. Im, Pesaran, and Shin (IPS) (2003)
3. Fisher -ADF
4. Fisher- PP
5. Breitung (2000)

جدول ۴: بررسی ایستایی و ناایستایی متغیرهای تحقیق

نام آزمون	بازدهی سالانه سهام		بازدهی سود		تغییر در فرصت‌های رشد		تغییر در سرمایه سرمایه‌گذاری شده	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
آزمون لوین	-۴/۹۲۰۸۲	۰/۰۰۰۱	-۲/۳۳۶۰۸	۰/۰۰۸۲	-۶/۸۴۱۷۷	۰/۰۰۸	-۵/۱۳۵۷۵	۰/۰۰۰۵
آزمون بریتونگ	-۳/۳۱۵۷۰	۰/۰۲۰۳	-۲/۱۲۲۷۷	۰/۰۱۳۱	-۲/۰۶۷۹۹	۰/۰۰۲۹	-۲/۴۳۷۸۵	۰/۰۰۳۰
آزمون پسران و شین	-۳/۲۵۱۱۳	۰/۰۱۲۲	-۱/۴۱۱۵۷	۰/۰۲۴۰	-۳/۶۶۸۳۶	۰/۰۰۳۸	-۳/۲۱۹۶۱	۰/۰۱۴۲
آزمون فیشر	۱۰/۲۵۱۰	۰/۰۰۷۴	۲۰/۳۳۷۰	۰/۰۲۳۵	۲۰/۱۶۱۷	۰/۰۰۳۵	۲۰/۸۳۶۹	۰/۰۰۸۰
آزمون فیشر	۱۱/۱۷۲۵	۰/۰۰۲۹	۲۱/۴۲۹۰	۰/۰۰۱۶	۲۸/۴۴۵۲	۰/۰۰۷۶	۲۳/۵۶۳۹	۰/۰۰۰۲

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۵: ادامه بررسی ایستایی و ناایستایی متغیرهای تحقیق

نوع رگرسیون	تغییرات در بازدهی سود سالیانه		تغییر در نرخ تنزیل		تغییر در سودآوری	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
آزمون لوین	-۶/۵۶۹۰	۰/۰۰۷۶	-۱۳/۵۵۴۱	۰/۰۰۰۰	-۶/۱۸۱۰۹	۰/۰۰۰۱
آزمون بریتونگ	-۳/۸۵۷۹۲	۰/۰۰۵۵	-۱/۵۲۱۳۸	۰/۰۰۴۱	-۴/۲۰۰۸۷	۰/۰۰۰۷
آزمون پسران و شین	-۱۰/۶۹۶۵	۰/۰۰۸۸	-۶/۸۰۲۷۰	۰/۰۰۰۰	-۴/۲۶۰۱۲	۰/۰۰۵۵
آزمون فیشر	۱۳/۶۱۴۰	۰/۰۰۰۲	۴۶/۸۳۴۸	۰/۰۰۰۰	۳۰/۶۱۲۸	۰/۰۰۴۳
آزمون فیشر	۱۰/۶۲۳۴	۰/۰۰۳۱	۲۵/۱۴۲۳	۰/۰۰۵۱	۳۰/۷۲۸۲	۰/۰۰۰۱

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۲- تخمین مدل پانل و تفسیر نتایج

تخمین و برآورد مدل پانل در این تحقیق در قالب الگوهای پانل ایستا و با استفاده از تخمین‌زن‌های اثرات ثابت و تصادفی انجام می‌شود. به منظور تخمین معادله پانل برای شرکت‌های مورد بررسی، ابتدا لازم است تا نوع روش تخمین جهت نوع خاص داده‌های ترکیبی-مقطعی تعیین شود. بنابراین، ابتدا برای تعیین وجود (یا عدم وجود) عرض از مبدأ جداگانه برای هریک از شرکت‌ها از آماره F لیمر[1] استفاده گردید. با توجه به اینکه میزان آماره F محاسبه شده در هر دو مدل، از

[1]. آماره آزمون F لیمر از طریق فرمول $F = \frac{(SSR_{Pool} - SSR_{Fixed}) / (n-1)}{SSR_{Fixed} / (nt - (n+k))}$ محاسبه می‌شود که در آن SSR_{pool} مبین مجموع مربعات خطاهای مدل برآورد شده با فرض یکسان بودن عرض از مبدأهاست و SSR_{Fixed} مجموع مربعات خطاهای مدل برآورد شده با فرض متفاوت بودن عرض از مبدأها می‌باشد که با روش اثر ثابت برآورد

آماره F جدول بزرگتر بود، لذا با سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد فرضیه صفر آزمون F مبنی بر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی رد می‌شود و در نتیجه رگرسیون مقید[1] (روش حداقل مربعات معمولی) دارای اعتبار نمی‌باشد و باید عرض از مبدأهای مختلفی (روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) را در مدل لحاظ نمود. سپس برای آزمون اینکه مدل با بهره‌گیری از روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی برآورد گردد، ازآزمون هاسمن[2] استفاده شد. با توجه به اینکه آماره χ^2 به دست آمده از انجام محاسبات برای هر دو رگرسیون از مقدار آماره χ^2 جدول بزرگتر به دست می‌آید، لذا فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش اثرات تصادفی با احتمال بیش از ۹۹ درصد رد می‌شود. بنابراین روش اثرات ثابت برای تخمین مدل‌ها تأیید شد که نتایج مربوط به هر مدل به طور جداگانه در جدول ۶ ارائه شده است.

همان‌طور که در جدول ۶ ملاحظه می‌شود بر اساس نتایج حاصل از مدل رگرسیون خطی، تمام ضرایب برآوردی از علامت‌های مورد انتظار با تئوری برخوردار هستند. ضرایب برآورد شده در این دو مدل نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی متغیرهای بازدهی سود، تغییرات در فرصت‌های رشد و تغییرات در سودآوری شرکت‌ها بر تغییرات قیمت و بازدهی سهام ۸۵ شرکت مورد بررسی تأثیر مثبت دارد و ضرایب به دست آمده برای این متغیرها نیز به لحاظ آماری در سطح اطمینان بالایی معنی‌دار می‌باشد. ولی نرخ تنزیل بر تغییرات قیمت و بازدهی سهام این شرکت‌ها تأثیر منفی و معنی‌دار دارد. تاثیر متغیر تغییرات سرمایه‌گذاری سرمایه‌ای بر تغییرات قیمت سهام نیز منفی می‌باشد ولی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

شده است. بنابراین لازم است که مدل کلی یک بار با فرض یکسان بودن عرض از مبدأها برای همهٔ شرکت‌ها و یک بار با کنار گذاشتن این فرض برآورد شود. آماره F فوق جهت آزمون این فرضیه صفر است که: عرض از مبدأ برای همهٔ مقاطع (شرکت‌ها) یکسان می‌باشد. اگر F محاسباتی که دارای درجه آزادی n-1 در صورت و nt-(n+k) در مخرج می‌باشد، بیشتر از F جدول باشد فرضیه صفر رد شده و متفاوت بودن عرض از مبدأها برای کشورهای مختلف پذیرفته می‌شود. در معادله F محاسباتی، n مبین تعداد مقاطع (تعداد شرکت‌ها) و t مبین تعداد مشاهدات سری زمانی می‌باشد.

1. Restricted Regression
2. Hasman Test (1980)

جدول ۶: برآورد تاثیر عوامل موثر بر تغییرات قیمت سهام

متغیر وابسته:تغییرات قیمت سهام						
	مدل اول: رگرسیون خطی			مدل دوم: رگرسیون خطی تکه‌ای		
متغیر	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
ضریب ثابت	۰/۶۷۴۶۲۶	۵۸۱/۷۹۹۸	۰/۰۰۰۰	۰/۵۲۶۴۸۸	۱۳/۳۵۱۱۳	۰/۰۰۰۰
بازدهی سود سالانه	۰/۰۵۲۱۹۲	۲۶/۵۰۱۳۳	۰/۰۰۰۰	۰/۷۶۳۰۸۹	۶/۹۳۸۲۳۸	۰/۰۰۰۰
تغییر در سودآوری	۰/۰۱۲۸۹۲	۲/۹۸۹۵۱۴	۰/۰۳۰۱	۰/۱۳۸۲۹۶	۱/۸۸۴۴۶۳	۰/۰۶۰۰
متغیر تقاطعی تغییر در سودآوری و متغیر مجازی سودآوری پایین	–	–	–	۰/۵۱۴۴۰۰	۲/۴۴۵۸۳۷	۰/۰۱۴۸
متغیر تقاطعی تغییر در سودآوری و متغیر مجازی سودآوری بالا	–	–	–	۰/۵۶۶۸۷۵	۲/۰۳۱۱۳۸	۰/۰۴۰۰
تغییر در فرصت‌های رشد	۰/۰۱۷۵۷۶	۱۰/۳۳۹۱۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۳۹۰۸۴	۱/۹۱۸۴۲۵	۰/۰۵۵۶
متغیر تقاطعی تغییر در فرصت‌های رشد و متغیر مجازی سودآوری بالا	–	–	–	۰/۳۵۶۲۵۴	۶/۷۳۳۸۳۰	۰/۰۰۰۰
متغیر تقاطعی تغییر در فرصت‌های رشد و متغیر مجازی سودآوری بالا	–	–	–	۰/۳۰۱۰۰۷	۱/۹۷۴۹۰۲	۰/۰۴۱۰
تغییر در سرمایه سرمایه‌گذاری شده	−۰/۰۰۲۸۹۷	−۰/۲۴۲۳۱۵	۰/۸۰۸۶	−۰/۰۱۶۱۸۶	−۱/۶۲۱۷۰۴	۰/۱۰۵۴
تغییر در نرخ تنزیل	−۰/۱۰۳۶۳۰	−۲/۱۷۲۱۵۳	۰/۰۴۰۱	−۰/۱۰۰۳۷۶	−۱/۹۳۱۲۳۱	۰/۰۵۱۳
R^2	۰/۱۸			۰/۱۹		
آماره F فیشر	۱۴۸/۴۳			۱۵۰/۳۰		
	آماره	درجه آزادی	احتمال	آماره	درجه آزادی	احتمال
آزمون F لیمر	۱/۳۳۷۵۹۴	(۸۴/۵۶۹)	۰/۰۳۱۳	۱/۱۷۷۸۶۵	(۸۴/۵۶۲)	۰/۰۱۴۷
آزمون هاسمن	۱/۱۷۱۴۹۷	۵	۰/۰۰۹۵	۲/۰۷۲۴۶۲	۹	۰/۰۱۹۰

منبع: محاسبات تحقیق

ضریب متغیر بازدهی سود در مدل اول برابر با ۰/۰۵۲ و در مدل دوم نیز برابر با ۰/۷۶ است و در هر دو مدل نیز به لحاظ آماری در سطح بالایی معنی‌دار است و نشان‌دهنده این است که بازدهی سود شرکت‌ها در تغییرات قیمت سهام آن‌ها نقش مهمی دارد.

ضریب متغیر تغییرات در سودآوری در مدل خطی برابر با ۰/۰۱۲ و در رگرسون تکه‌ای برابر با ۰/۱۳ و از لحاظ آماری نیز در سطح بالایی در هر دو مدل معنی‌دار است. ضریب متغیر تقاطعی متغیر مجازی سطح سودآوری پائین و بالا با متغیر تغییرات در سودآوری (ΔQ^*M و ΔQ^*H) به ترتیب برابر با ۰/۵۱ و ۰/۵۶ است و از لحاظ آماری نیز این متغیرها در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. این ضرایب به دست آمده نشان‌دهنده این است که تاثیرات تغییر سودآوری بر تغییرات قیمت سهام در شرکت‌هایی که سودآوری بالایی دارند به مراتب از شرکت‌هایی که سودآوری پائین‌تری دارند بیشتر است.

ضریب متغیر تغییرات در سرمایه‌گذاری سرمایه در مدل رگرسیون خطی و رگرسیون خطی تکه‌ای به ترتیب برابر با ۰/۰۰۲- و ۰/۰۱۶- و نشان‌دهنده تاثیر منفی تغییرات در سرمایه‌گذاری سرمایه‌ای بر تغییرات قیمت سهام طی دوره مورد بررسی می‌باشد ولی با توجه به اینکه به لحاظ آماری در سطح بالایی معنی‌دار نیست نمی‌توان در مورد آن اظهار نظر قطعی کرد.

ضریب متغیر تغییر در فرصت‌های رشد در مدل اول و دوم به ترتیب برابر با ۰/۰۱۷ و ۰/۰۳۹ می‌باشد و در هر دو مدل نیز از لحاظ آماری در سطح اطمینان بالایی معنی‌دار است و بیانگر این است که افزایش فرصت‌های رشد موجود شرکت‌ها بر تغییرات قیمت سهام آن‌ها تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. ضرایب به دست آمده برای متغیرهای تقاطعی متغیر مجازی سطح سودآوری بالا و پائین و متغیر تغییرات در فرصت‌های رشد (ΔG^*H و ΔG^*M) به ترتیب برابر با ۰/۳۵ و ۰/۳۰ می‌باشد و نشانگر این است که شرکت‌هایی که دارای سطح بالایی از سودآوری هستند با ایجاد فرصت‌های بیشتر رشد و افزایش درآمد می‌توانند تغییرات قیمت و بازدهی سهام خود را به مراتب بیشتر از شرکت‌هایی که در سطح پائینی از سودآوری هستند افزایش دهند.

ضریب متغیر نرخ تنزیل نیز در هر دو مدل برابر با ۰/۱۰- و از لحاظ آماری نیز در سطح بالای ۹۵ درصد معنی‌دار است و بیانگر این است که افزایش نرخ تنزیل بر قیمت شرکت‌های مورد بررسی طی دوره زمانی تحقیق تأثیر منفی داشته است.

در مرحله بعد جهت اطمینان از تصریح مناسب مدل‌های برآورد شده و با اعتبار بودن آن‌ها از دو رگرسیون کنترلی ارائه شده در جدول ۸ استفاده شده است. در مدل سوم تاثیر متغیرهای بازدهی سود سالانه و تغییرات در بازدهی سود سالانه تعدیل شده بر تغییرات قیمت سهام مورد بررسی قرار گرفته است. از طرف دیگر با توجه به اینکه بین متغیرهای تغییرات در بازدهی سود (ΔX) و

تغییرات در سودآوری (ΔQ) همبستگی بالایی وجود دارد (ماتریس همبستگی ارائه شده بین متغیرها نیز این نکته را تأیید می‌کند)، باید یکی از آن‌ها در مدل کلی تحقیق وارد شود زیرا استفاده از هر دو در مدل باعث بروز همخطی بین متغیرها شده و نتایج مدل را بی‌اعتبار می‌کند. برای جلوگیری از این مشکل در دو رگرسیون جداگانه ۳ و ۴ تأثیر این دو متغیر بر تغییرات قیمت سهام شرکت‌ها تخمین زده شد که نتایج آن در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج مدل‌های کنترلی جهت تصریح مناسب مدل تحقیق

	مدل ۳			مدل ٤		
متغیر	**ضریب**	**آماره t**	**احتمال**	**ضریب**	**آماره t**	**احتمال**
ضریب ثابت	۰/۶۷۳۰۳۳	۳۳/۴۳۹۳۸	۰/۰۰۰۰	۰/۶۷۲۳۷۲	۳۳/۰۸۶۱۰	۰/۰۰۰۰
بازدهی سود سالانه	۰/۰۴۹۴۵۳	۳/۱۳۸۹۵۲	۰/۰۰۱۸	۰/۰۵۰۳۹۵	۳/۱۴۶۶۸۱	۰/۰۰۱۷
تغییر در بازدهی سود سالانه تعدیل شده	۰/۰۲۳۳۲۰	۲/۲۳۸۴۷۸	۰/۰۲۵۶	–	–	–
تغییر در سودآوری	–	–	–	۰/۰۲۴۲۲۹	۲/۲۵۱۱۴۸	۰/۰۲۴۸
	۰/۱۰			۰/۰۲۴۸		
آماره F فیشر	۱۰/۶۳			۱۰/۸۷		
	آماره	**درجه آزادی**	**احتمال**	**آماره**	**درجه آزادی**	**احتمال**
آزمون F لیمر	۱/۱۳	۸۴ ،۵۷۳	۰/۰۳۱	۱/۳۵۳۷	۸۴ ،۵۷۲	۰/۰۲۶
آزمون هاسمن	۱/۲۶	۲	۰/۰۲	۱/۵۶	۲	۰/۰۳

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۷) مشاهده می‌شود ضرایب برآوردی از علامت‌های مورد انتظار با تئوری برخوردار هستند و همچنین با توجه به انجام آزمون‌های هاسمن و F، روش تخمین این دو مدل نیز اثرات ثابت انتخاب شد. همان‌طور که در جدول ۷ ملاحظه می‌شود، نتایج به دست آمده در این دو مدل با نتایج حاصل از مدل هاییک و دو سازگار است. از طرف دیگر با توجه به میزان R^2 بدست آمده از تخمین دو مدل، متغیر تغییرات سودآوری (ΔQ) قدرت توضیح دهندگی بالاتری نسبت به متغیر تغییر در بازدهی سود سالانه (ΔX) از متغیر وابسته مدل (تغییرات قیمت سهام) دارد. بنابراین با توجه به وجود هم‌خطی بین این دو متغیر و ضرورت انتخاب یکی از این دو متغیر، انتخاب متغیر تغییرات سودآوری (ΔQ) در مدل هاییک و دو و نحوه تصریح این دو مدل درست انجام شده است. به طور کلی با توجه به نتایج به دست آمده، اعتبار مدل‌های تخمین زده شده ۱ و ۲ نیز تأیید شد و در نتیجه با اطمینان از اعتبار مدل‌های برآوردی، می‌توان نتایج به دست آمده را تفسیر کرد.

۵-۳- تخمین مدل‌های مقطعی

در ادامه تحقیق به منظور بررسی بیشتر تاثیر عوامل موثر بر تغییرات قیمت سهام و اطمینان از صحت نتایج به دست آمده در الگوهای پانل، به بررسی و تجزیه و تحلیل مدل‌های تحقیق برای ۸۵ شرکت مورد بررسی به صورت مقطعی و برای هر سال به طور جداگانه پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون خطی و رگرسیون تکه‌ای به صورت مقطعی در جداول ۸ و ۹ نشان داده شده است.

جدول ۸: برآورد مدل رگرسیون خطی (مدل یک) به صورت مقطعی

ضرایب و آماره t	ضریب ثابت	بازدهی سود سالانه (X)	تغییر در سرمایه سرمایه‌گذاری شده (ΔB)	تغییر در فرصت‌های رشد (ΔG)	تغییر در سودآوری (ΔQ)	تغییر در نرخ تنزیل (Δr)	R^2	سال
۰/۱۸	-۰/۳۴۱۲۴	۰/۱۴۱۹۰۴	۰/۰۶۳۵۰۹	۰/۹۲۸۵۰۹	۰/۶۲۰۸۹۲	۰/۷۱۲۳۵۷	ضریب	۱۳۸۵
	-۲/۱۴۸۱۶	۰/۵۰۵۳۳۱	۱/۹۵۵۶۱۱	۲/۶۳۸۵۰۳	۲/۰۱۴۴۵۶	۳/۶۹۱۳	آماره t	
۰/۱۹	-۰/۶۹۶۳	۰/۹۹۵۶۴	۰/۰۱۲۸۲۹	-۰/۱۶۷۹۱	۱/۹۸۹۳۱۷	۰/۳۰۷۴۶۶	ضریب	۱۳۸۶
	-۲/۰۳۱۴۸	۲/۰۶۴۰۴۲	۲/۳۷۲۶۰۲	-۰/۴۲۱۴۸	۲/۵۹۹۷۶۲	۱/۶۸۷۰۹۵	آماره t	
۰/۱۷	-۲/۵۸۴۴۲	-۰/۰۴۸۸۱	۰/۱۹۹۱۸۵	۰/۳۲۹۶۷۱	۰/۳۴۰۱۷۶	۰/۹۰۹۳۳۷	ضریب	۱۳۸۷
	-۳/۰۶۶۸۳	-۰/۱۸۸۵۴	۲/۱۳۲۱۵۸	۱/۲۴۳۳۰۴	۲/۰۴۸۵۳۵	۵/۵۵۵۷۲۹	آماره t	
۰/۱۷	-۰/۱۴۰۸۲	۰/۵۹۲۵۱	۰/۰۸۸۸۳۸	-۰/۹۲۰۱۲	۰/۶۳۵۹۴۳	۲/۳۸۸۱۳۸	ضریب	۱۳۸۹
	-۲/۳۵۱۸۳	۲/۳۵۲۳۵۲	۲/۱۴۰۶۷۸	-۰/۴۲۰۹۶	۱/۷۰۱۶۴۵	۲/۲۶۷۹۴۵	آماره t	
۰/۱۵	۳/۸۴۹۹۵۱	۰/۰۱۵۹۵۱	۰/۰۰۳۴۶	-۰/۶۳۱۷۵	۱/۰۰۸۱۸۴	۰/۸۵۹۹۳۱	ضریب	۱۳۹۰
	۰/۸۳۵۳۶۴	۱/۲۸۰۷۰	۱/۰۰۰۸۲	-۱/۱۹۴۴۷	۱/۴۰۵۱۶	۳/۸۵۴۱۹۱	آماره t	
۰/۱۹	-۰/۴۶۲۴۸	۰/۰۵۳۸۹	۰/۲۰۲۳۳۶	-۰/۰۷۶۰۲	۰/۵۶۲۴۲۵	۰/۲۴۷۴۷۱	ضریب	۱۳۹۱
	-۱/۹۴۳۳	۰/۳۸۷۶۲۳	۱/۷۸۱۸۸۶	-۱/۳۷۳۳۷	۲/۳۰۹۱۷۸	۴/۵۵۵۶۷۲	آماره t	
۰/۱۲	-۰/۷۵۴۴۱	۰/۵۸۸۶۰	۰/۱۷۲۹۴۷	۰/۲۱۰۷۳۵	۰/۸۷۹۵۲۷	۰/۲۶۷۹۷۷	ضریب	۱۳۹۲
	-۰/۶۴۸۶۲	۱/۶۹۹۷۰	۳/۰۲۴۵۱	۰/۶۰۱۵۱۱	۱/۸۷۶۸۵۲	۲/۵۷۸۶۱۳	آماره t	
۰/۲۲	-۳/۵۹۰۲۳	۰/۳۵۵۳۱	۰/۳۸۹۶۸۳	-۰/۰۰۲۹۵	۰/۸۸۹۱۹۳	۰/۳۵۱۷۰۹	ضریب	۱۳۹۳
	-۲/۱۹۴۱۵	۱/۰۸۰۱۸	۱/۲۷۳۰۸۶	-۶/۲۹۹۵۷	۱/۵۶۶۰۳۸	۳/۶۶۴۶۴۹	آماره t	
۰/۲۴	-۰/۰۷۰۸۷	۰/۰۵۱۸۵	۰/۰۱۲۵۳۴	-۰/۰۱۱۹۸	۰/۹۱۴۴۷۷	۰/۵۲۴۲۴۷	ضریب	میانگین ۱۳۸۵-۱۳۹۳
	-۲/۳۲۵۸	۰/۲۳۰۷۲۷	۲/۰۲۰۶۳۷	-۱/۹۷۰۵۲	۲/۰۰۲۴۶۱	۲/۶۷۸۸۳۳	آماره t	

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۹: برآورد رگرسیون تکه‌ای(مدل دو) به صورت مقطعی با استفاده از داده‌های سالانه

R^2	تغییر در نرخ تنزیل (Δr)	متغیر تقاطعی تغییر در فرصت‌های رشد و متغیر مجازی سودآوری بالا (ΔG^*M)	متغیر تقاطعی تغییر در فرصت‌های رشد و متغیر مجازی سودآوری بالا (ΔG^*H)	تغییر در فرصت‌های رشد (ΔG)	تغییر در سرمایه‌گذاری شده (ΔB)	متغیر تقاطعی تغییر در سودآوری و متغیر مجازی سودآوری پائین (ΔQ^*M)	متغیر تقاطعی تغییر در سودآوری و متغیر مجازی سودآوری بالا (ΔQ^*H)	تغییر در سودآوری (ΔQ)	بازدهی سود سالانه (X)	ضریب ثابت	ضریب و آماره t	سال
۰/۲۳	۰/۷۹۲۲۱	۰/۵۴۰۰۳۳	۰/۶۰۲۴۹۸	۰/۰۳۱۲۴۶	۰/۷۳۹۸۳۳	-۰/۸۲۷۵۲	۰/۱۷۷۴۴۷	۰/۵۵۳۳۴	۱/۱۶۹۰۸۴	-۰/۶۰۷۲۶	ضریب	۱۳۸۵
	۳/۳۳۵۶۳۵	۲/۱۲۷۱۰۴	۱/۹۴۳۵۵۵	۲/۰۴۶۲۳۶	۰/۶۹۹۱۳۴	-۱/۸۲۶۱۸	۰/۲۹۳۹۴۲	۲/۱۳۷۹۶۳	۱/۴۵۷۶۸۱	-۰/۹۸۵۹۲	آماره t	
۰/۲۲	۰/۲۹۰۸۹۶	۲/۱۷۲۳۱۳	۰/۷۲۱۵۴۳	۰/۱۷۳۵۶۸	۰/۰۵۳۶۱۲	-۰/۲۲۹۹۸	-۰/۳۱۹۳۴	۰/۱۷۸۶۳۵	۰/۱۲۱۱۵۸	-۰/۸۰۹۱۶۸	ضریب	۱۳۸۶
	۱/۱۵۳۵	۲/۲۵۰۷۵۳	۲/۰۰۷۹۵۷	۳/۳۶۱۷۶۱	۲/۰۶۹۵۶۶	-۰/۵۵۱۴۴	-۰/۶۹۳۱۴	۳/۲۱۸۶۱۱	۱/۷۵۵۰۲۴	-۱/۶۶۵۱۴	آماره t	
۰/۱۹	۰/۸۴۰۴۹۵	۰/۷۸۸۰۷۳	۰/۰۹۷۴۳۵	۰/۷۷۷۲۰۵	۰/۶۸۵۱۲۷	۰/۲۳۳۱۶۳	۰/۱۸۲۰۲۲	۰/۸۴۳۱۳۴	۰/۲۲۰۰۴۴	-۲/۴۸۷۲۸	ضریب	۱۳۸۷
	۴/۴۳۰۳۹۳	۲/۲۰۶۱۰۲	۲/۲۲۵۰۱۶	۲/۰۲۷۷۷۲	۱/۰۱۸۷۲۹	۰/۶۳۶۸۶۵	۰/۵۴۵۱۵	۲/۱۰۶۴	۱/۸۹۳۱۲۴	-۳/۴۶۸۰۷	آماره t	
۰/۱۸	۲/۲۴۱۳۷۲	۶/۵۳۱۲۴	-۴/۳۱۶۷۵	۳/۴۷۹۹۹	۲/۳۸۳۲۷۵	-۰/۸۹۱۷۷	۰/۶۶۰۵۶۷	۰/۵۷۳۰۴۴	۰/۳۵۵۵۱۴	-۱۲/۳۸۳۴	ضریب	۱۳۸۹
	۱/۵۸۸۰۹۵	۱/۹۹۱۷۸۲	-۰/۹۵۱۱۵	۳/۳۱۱۵۴۷	۲/۲۵۹۱۸۹	-۰/۲۱۶۶۲	۱/۹۵۵۹۲۹	۲/۲۸۴۷	۲/۲۳۳۳۰۶۹	-۲/۴۹۵۵۴	آماره t	
۰/۲۲	-۱/۲۲۱۶۳	۵/۲۲۹۵۷۵	-۷/۳۶۷۱۹	۵/۱۶۱۸۹۵	۳/۱۴۴۵۶۳	-۰/۸۹۴۶۵	۰/۳۱۰۴۰۳	۰/۳۲۹۷۷۳	۰/۲۳۰۴۰۱	-۷/۳۲۱۰۲۹	ضریب	۱۳۹۰
	-۳/۰۶۰۴۹	۲/۶۵۹۵۳۹	-۱/۲۵۸۰۵	۲/۳۰۵۲۴۸	۲/۷۷۳۹۲۵	-۱/۳۳۹۷۹	۱/۹۷۲۱۹۲	۰/۱۹۰۰۴۹	۱/۷۳۶۱۱	-۱/۸۶۸۵۶	آماره t	
۰/۱۷	۰/۲۳۳۹۶۸	۰/۴۳۹۷۳۳	۰/۳۹۰۰۳۳	۰/۴۸۸۴۹۸	۰/۳۴۶۷۲۱	-۰/۰۲۶۳۹	۰/۱۹۴۳۶	۱/۴۴۳۴۹۵	۰/۶۲۲۷۶	-۰/۳۳۲۶۴	ضریب	۱۳۹۱
	۲/۵۴۱۷۳۵	۱/۱۳۳۹۷۲	۲/۴۵۳۱۳۵	۲/۰۸۴۸۷۴	۲/۱۸۰۰۵۷	-۰/۲۷۰۹۲	۱/۵۴۲۸۲	۳/۳۲۰۸۹۱	۱/۷۶۲۶۵۹	-۱/۳۴۱۳	آماره t	
۰/۲۹	-۱/۴۸۸۶	۳/۳۲۶۴۶۷	۲/۰۳۲۷۷۱	۶/۲۹۷۳۸۹	۵/۰۱۲۶۲۲	-۰/۵۳۲۳۲	۰/۵۷۷۴۴	۲/۹۷۷۳۹۹	-۰/۴۰۷۲۹	۱/۵۱۲۳۲۲	ضریب	۱۳۹۲
	-۵/۲۳۵۱۵	۲/۱۱۹۶۸۳	۲/۰۲۳۳۱۲	۳/۱۳۸۲۲۶	۲/۲۱۴۸۰۹	-۲/۱۸۲۳۹	۲/۹۲۹۱۶	۲/۷۵۱۹۱۶	-۰/۵۴۶۲۲	۱/۴۹۶۸۸۸	آماره t	
۰/۴۱	۰/۳۲۷۳۸۳	۰/۸۱۷۸۳۶	۰/۰۵۴۰۲۹	۲/۲۲۷۳۵۱	۰/۳۱۴۸۶۲	-۰/۰۰۲۷۲	۰/۲۵۱۱۵۸	۱/۵۲۹۳۱۴	۰/۱۱۵۱۵۹	-۲/۸۷۳۴	ضریب	۱۳۹۳
	۳/۵۰۲۹	۱/۹۵۵۲۶۲	۰/۴۰۲۲۵۴	۱/۷۶۲۵۴۴	۲/۵۰۷۲۶۲	-۶/۳۲۵۳۱	۰/۸۴۸۵۴۹	۱/۵۲۸۳۷۳	۲/۲۷۱۲۰۲	-۲/۷۹۳۳۷	آماره t	
۰/۲۲	-۱/۱۲۹۸۹	۲/۳۴۱۵۹۱	۱/۷۵۶۹۸۵	۲/۰۸۶۴۸۷	۱/۴۵۴۲۰۲	-۰/۰۱۵۵۱	۰/۴۸۶۰۴۴	۰/۵۷۰۹۴۹	۰/۶۰۵۷۸۴	-۰/۳۶۶۲۳	ضریب	میانگین ۱۳۸۵-۱۳۹۳
	-۳/۹۸۸۱۲	۲/۰۵۳۷۹۸	۲/۴۵۷۸۲۸	۱/۹۵۹۷۸۸	۱/۸۸۱۳۸۵	-۲/۱۵۹۵	۲/۲۱۲۸۹۸	۲/۲۰۱۴۳	۱/۹۶۰۲۰۲	-۲/۳۱۶۲۳	آماره t	

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از تخمین رگرسیون‌های مقطعی در جداول ۸ و ۹، بعد از انجام تمام آزمون‌های تشخیصی[1] و اطمینان از صحت نتایج برآوردی و وجود شرایط کلاسیک رگرسیون ارائه شده است.

همان‌طور که در نتایج به دست آمده از رگرسیون‌های مقطعی مشاهده می‌شود، برخی از ضرایب برآورده شده در مدل‌های مقطعی با ضرایبی که در مدل‌های پانل برآورد شد در بعضی از سال‌ها

[1]. صحت نتایج گزارش شده در این قسمت از تحقیق با استفاده از آزمون‌های تشخیصی نظیر آزمون واریانس ناهمسانی، آزمون تصریح مدل و آزمون نرمال بودن مورد تأیید قرار گرفته است.

تغییر جزیی دارند و در بعضی از سال‌ها نیز علامت ضریب به دست آمده با نتایج حاصل از الگوهای پانل تفاوت دارد. مثلاً تأثیر تغییر سودآوری شرکت‌ها بر تغییرات قیمت سهام در سال ۱۳۸۲ منفی است هر چند از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. اما نتایج حاصل از تخمین رگرسیون مقطعی برای متوسط سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳ با نتایج به دست آمده از مدل‌های پانل تقریباً همسو و سازگار است. بنابراین می‌توان از صحت نتایج به دست آمده در الگوهای پانل اطمینان حاصل نمود.

۵-۴- اهمیت افزایشی[1] متغیرهای توضیحی مدل در توضیح‌دهنگی بازده سهام

در این قسمت از تحقیق به بررسی میزان اهمیت هر یک از عوامل موثر بر تغییرات قیمت سهام به صورت جداگانه پرداخته می‌شود یا به عبارت دیگر قدرت توضیح‌دهندگی هر یک از متغیرهای توضیحی مدل از متغیر وابسته مشخص می‌شود. بررسی میزان اهمیت هر یک از متغیرهای توضیحی را می‌توان به صورت جداگانه و یا به صورت مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی مشخص نمود. در این تحقیق هر دو روش مورد بررسی قرار گرفته است. به همین منظور از شاخص قدرت توضیحی افزایشی[2] (IEP) استفاده شده است. نحوه محاسبه شاخص بدین صورت است که مدل هم با وجود متغیر توضیحی مورد نظر (یا مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی) و هم بدون وجود متغیر توضیحی مورد نظر (یا مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی) تخمین زده می‌شود، سپس R^2 به دست آمده از این دو مدل از هم کسر می‌شود تا قدرت توضیح‌دهندگی متغیر توضیحی مورد نظر (یا مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی) از متغیر وابسته مدل مشخص شود (پیتر چن و هانگ[3]، ۲۰۰۶).

در این تحقیق ابتدا قدرت توضیح‌دهندگی گروهی از متغیرهای توضیحی و سپس تک تک آن‌ها مورد بررسی قرار گرفت. در تقسیم‌بندی متغیرهای توضیحی تحقیق، آن‌ها به دو گروه متغیرهای مرتبط با جریان نقدی[4] (بازدهی سود، تغییرات در سودآوری، تغییرات در فرصت‌های رشد و تغییرات در سرمایه‌گذاری سرمایه‌ای) و متغیرهای مرتبط با نرخ تنزیل[5] (نرخ تنزیل) تقسیم‌بندی

---

1. Incremental Importance
2. Incremental Explanatory Power
3. Peter Chen and Zhang, 2006
4. Cash-Flow-Related
5. Discount-Rate-Related

شدند که متغیرهای جریان نقدی نیز به دو زیرگروه متغیرهای مرتبط با سودآوری[1] (بازدهی سود و تغییرات در سودآوری) و متغیرهای مرتبط با مقیاس[2] (تغییرات در فرصت‌های رشد و تغییرات در سرمایه‌گذاری سرمایه‌ای) تقسیم‌بندی شدند. برای محاسبه شاخص قدرت توضیح‌دهندگی از مدل پانل و رگرسیون تکه‌ای استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد این شاخص در جدول (۱۰) نشان داده شده است.

جدول ۱۰: بررسی اهمیت متغیرهای توضیحی مدل

	R^2 مدل ۲	R^2 تخمین مدل ۲ بدون متغیرها	IEP
متغیرهای گروهی			
متغیرهای مرتبط با جریان نقدی	۰/۱۹	۰/۰۵	۰/۱۴
متغیرهای مرتبط با سود	۰/۱۹	۰/۰۷	۰/۱۲
متغیرهای مرتبط با مقیاس	۰/۱۹	۰/۱۰	۰/۰۹
متغیرهای مرتبط با نرخ تنزیل	۰/۱۹	۰/۱۴	۰/۰۵
متغیرهای تکی			
بازدهی سود	۰/۱۹	۰/۱۵	۰/۰۴
تغییرات سودآوری (H*ΔQ،ΔQ,M*ΔQ)	۰/۱۹	۰/۱۶	/۰۳
سرمایه‌گذاری سرمایه‌ای	۰/۱۹	/۰۱۸	/۰۱
تغییرات فرصت‌های رشد (H*ΔG،ΔG,M*ΔG)	۰/۱۹	۰/۱۷۵	/۰۲۵

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از شاخص قدرت توضیح‌دهندگی، اهمیت متغیرهای مورد استفاده در مدل و قدرت آن‌ها در توضیح تغییرات قیمت و بازدهی سهام دوباره تأیید می‌شود، زیرا IEP به دست آمده از متغیرهای جریان نقدی که شامل متغیرهای بازدهی سود، تغییرات در سودآوری، تغییرات در فرصت‌های رشد و تغییرات در سرمایه‌گذاری سرمایه‌ای می‌شود، گویای این ادعا است و مقدار شاخص IEP به دست آمده برای آن‌ها برابر با ۱۴ درصد و از بقیه عوامل بیشتر است. از بین متغیرهای جریان نقدینگی با توجه به میزان IEP به دست آمده، متغیرهای مرتبط با سودآوری قدرت بیشتری در توضیح‌دهندگی تغییرات متغیر وابسته (تغییرات قیمت سهام) دارند. متغیر نرخ تنزیل نیز قدرت توضیح‌دهندگی پائین‌تری نسبت به سایر متغیرها دارد.

1. Profitability-Related
2. Scale-Related

بر اساس IEP به دست آمده برای متغیرهای تکی، بازدهی سود تأثیر بیشتری نسبت به سایر متغیرها در توضیح تغییرات قیمت سهام دارد و متغیرهای تغییرات در سودآوری، تغییرات در فرصت‌های رشد، تغییر در سرمایه‌گذاری سرمایه‌ای و تغییر در نرخ تنزیل در رده‌های بعدی توضیح‌دهندگی قرار دارند.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه تاثیر شاخص‌های مختلف ارزش واقعی شرکت بر تغییرات قیمت سهام ۸۵ شرکت منتخب پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به صورت سالیانه طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳ به صورت نظری و تجربی مورد بررسی قرار گرفت. به همین منظور تاثیر متغیرهای جریان نقدی مانند بازدهی سود، تغییر در سرمایه سرمایه‌گذاری شده، تغییر در سودآوری و تغییر در فرصت‌های موجود رشد در کنار متغیر تغییر نرخ تنزیل بر تغییرات قیمت سهام شرکت‌های مورد بررسی در قالب الگوهای پانل دیتا و مقطعی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج به دست آمده از الگوهای پانل دیتا و مقطعی نشان داد که تاثیر تمام متغیرهای جریان نقدی به جز متغیر سرمایه‌گذاری سرمایه‌ای بر تغییرات قیمت سهام طی دوره زمانی مورد بررسی مثبت و به لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشند. تاثیر متغیر تغییر در نرخ تنزیل نیز بر تغییرات قیمت سهام طی دوره مورد بررسی منفی و معنی‌دار است. صحت نتایج به دست آمده توسط مدل‌ها و روش‌های تخمین مختلف و همچنین کاربرد شاخص IEP مورد تأیید قرار گرفت. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که ارزش واقعی شرکت نقش تعیین‌کننده‌ای در تغییرات قیمت سهام آن‌ها ایفا می‌کند. بنابراین پیشنهاد می‌شود، سرمایه‌گذاران و مدیران شرکت‌های مختلف سرمایه‌گذاری جهت سرمایه‌گذاری و انتخاب سبد دارایی بهینه توجه ویژه‌ای به شاخص‌های ارزش واقعی و اطلاعات مربوط به ویژگی‌های اساسی عملیاتی شرکت‌ها داشته باشند. همچنین پیشنهاد می‌گردد، سازمان بورس نیز تمام اطلاعات مربوط به شاخص‌های ارزش واقعی شرکت‌ها را به صورت منظم گردآوری و در اختیار سرمایه‌گذاران قرار دهد.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. قایمی، محمدحسین. عسگرزاده، قاسم. و معصومی، جواد (۱۳۹۱). "ارزیابی کارایی متغیرهای حسابداری در اندازه‌گیری بازدهی‌های غیر نرمال". فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی **۱۹**(۷۰): ۱۰۰-۷۹.

۲. هاشمی، سیدعباس. و ساعدی، رحمان (۱۳۸۸). "بررسی تاثیر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر محتوای اطلاعاتی سود و جریان‌های نقدی عملیاتی در توضیح بازده سهام". فصلنامه حسابداری مالی **۱**(۴): ۱۳۰-۱۰۸.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Baltagi, B. H. and Kao, C. (2000). "Non-Stationary Panels, Co Integration in Panels and Dynamic Panels: A Survey". Advances in Econometrics 15: 7–51.
2. Breitung, J. (2000). "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data". Advances in Econometrics 15: 161–177.
3. Chan, L., Karceski, J., Lakonishok, J. (2002). "The Level and Persistence of Growth Rates". Journal of Finance 58: 643-684.
4. Copeland, T., Dolgoff, A., Moel, A. (2004). "The Role of Expectations in Explaining the Crosssection of Stock Returns". Review of Accounting Studies 9: 149-188.
5. Fama, E., French, K. (2000). "Forecasting Profitability and Earnings". Journal of usiness 73: 161-175.
6. Kothari, S.P. (2001). "Capital Markets Research in Accounting". Journal of Accounting and Economics 31: 105-231.
7. Khan, M. B., Gul, S., Rehman, S. U., Razzaq, N. & Kamran, A. (2012). "Financial Ratio and Stock Return Predictability". Research Journal of Finance and Accounting 3: 22-34
8. Lev, B. (1989). "On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from two Decades of Empirical Research". Journal of Accounting Research 27: 153-192.
9. Levin, A., Lin, C.F. (1993). "Unit Root Tests in Panel Data: New Results". Discussion Paper Department of Economics, UC-San Diego.
10. Levin, A., Lin, C.F., Chu, C. (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties". Journal of Econometrics 108: 1–24.

11. Menaje, M. (2012). "Impact of Selected Financial Variables on Share Price of Publicly Listed Firms in the Philippines". American International Journal of Contemporary Research **2**(9): 98-104
12. Miller, M., Modigliani, F. (1961). "Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares". Journal of Business 34: 411-433.
13. Razaq Al-Farah, A. and Almeri, M. (2014). "The Accounting Variables' Ability in Explaining the Volatilityof Stock's Price: The Case of Amman Stock Exchange". European Journal of Business and Management **6**(5): 216-233.
14. Stephen, M., Gregory, N., & Maurice, S. (2015). "Effect of Dividend on Share Price Volatility in Frontier Exchanges: Kenya's Perspective". Research Journal of Finance and Accounting 6(14): 110-120.
15. Wang, J., Fu, G., & Luo, C. (2013). "Accounting Information and Stock Price Reaction of Listed Companies—Empirical Evidence from 60 Listed Companies in Shanghai Stock Exchange". Journal of Business & Management **2**(2): 11-21.
16. Westerlund, J. (2007). "Testing for Error Correction in Panel Data". Oxford Bulletin of Economics and Statistics **69**(6): 709–748.
17. Zhang, G. (2000). "Accounting Information, Capital Investment Decision, and Equity Valuation: Theory and Empirical Implication". Journal of Accounting Research 38: 271-295.
18. Zhang, G. & Chen, P. (2006). "How do Accounting Vrariables Explain Stock Price Movements?". Journal of Accounting and Economics: 219-244.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هجدهم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶

بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری استان تهران

زهره هوشمند[۱]
فرهاد خداداد کاشی[۲]
مریم خوشنویس[۳]

تاریخ دریافت:۱۳۹۵/۰۶/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۴/۱۳

چکیده

مطالعه رفتار مصرفی خانوارها و تحلیل چگونگی اختصاص درآمد محدود آنان به کالاها و خدمات مختلف یکی از مهم‌ترین مباحث عمده مورد نیاز جهت سیاست‌گذاری‌های اقتصادی می‌باشد. لذا هدف اصلی در این مقاله بررسی رفتار مصرفی خانوارهای استان تهران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۴- ۱۳۸۶ با استفاده از الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) و استخراج کشش قیمتی و درآمدی با استفاده از روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط (SURE) می‌باشد.

نتایج به‌دست آمده بیانگر آن است که گروه کالایی خوراکی‌ها و نوشیدنی و دخانیات و همچنین گروه مسکن و سوخت و روشنایی جزء اقلام کالایی ضروری می‌باشد؛ و گروه‌های پوشاک و کفش، تفریح و تحصیل، بهداشت، حمل و نقل و ارتباطات از گروه کالاهای لوکس محسوب می‌شوند. کشش قیمتی گروه‌های مسکن، تفریح و تحصیل، و حمل و نقل بیشتر از واحد است، به عبارت دیگر، این گروه از کالاها پرکشش هستند و با توجه به اینکه کشش‌های قیمتی متقاطع در اغلب موارد از لحاظ قدر مطلق از یک کمتر بوده است؛ لذا مصرف‌کنندگان در بیشتر موارد با تغییر قیمت یک گروه، تغییر محسوسی در تقاضای گروه دیگر نخواهند داد.

واژگان کلیدی: خانوار، کشش تقاضا، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط.

Keywords: Household, Elasticity of Demand, Almost Ideal Demand System, Approach to Seemingly Unrelated Regressions.
JEL Classification: D11, B21.

این مقاله بخشی از پایان نامه کارشناسی ارشد با راهنمایی دکتر فرهاد خداداد کاشی می‌باشد.

[۱]. کارشناسی ارشد اقتصاد (نویسنده مسئول) zohreh.hooshmand@gmail.com
[۲]. استاد و عضو گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور، ایران khodadad@pnu.ac.ir
[۳]. استادیار گروه علوم اقتصادی، واحد سمنان، دانشگاه آزاد اسلامی، سمنان، ایران khoshnevis57@yahoo.com
DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.18.183

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین مطالعات آماری که در کشورهای مختلف جهان صورت می‌گیرد، مطالعات آماری در رابطه با بودجه خانوار و برآورد تقاضای خانوار برای گروه‌های عمده و زیرگروه‌های بودجه خانوار می‌باشد. تنوع الگوی مصرف که توسط خانوارها انجام می‌گیرد به این معنی است که اثرات رفاهی تغییر قیمت کالاها برای خانوارهای مختلف درآمدی متفاوت می‌باشد.

شناسایی رفتار خانوارها هم برای عرضه‌کنندگان و هم برای دولت‌مردان ضروری است، زیرا گروه اول با شناسایی نیاز مصرف‌کنندگان و ترجیحات و واکنش آن‌ها در قبال تغییرات قادر به برنامه‌ریزی بهتر برای فروش کالاها خواهند بود و گروه دوم با اهداف مختلف از جمله حمایت از گروه‌های کم‌درآمد و گروه‌های هدف علاقه‌مند به شناسایی رفتار مصرفی خانوارها می‌باشند.

در طی چند دهه‌ی اخیر الگوی مصرف و اصلاح آن، در محافل علمی و تصمیم‌سازی و تصمیم‌گیری مورد توجه بوده است. الگوی مصرف تحت تأثیر عوامل مختلف فرهنگی، اجتماعی، اقتصادی، تکنولوژیکی، تجاری و حتی قوانین و مقررات شکل می‌گیرد. از این رو بسته به شرایط و تحولات به وجود آمده در هریک از این عوامل، الگوی مصرف نیز تغییر می‌کند (دودانگه، ۱۳۸۹: ۲۵).

تصمیمات مصرفی افراد بر نحوه‌ی تخصیص منابع، تأثیرگذار است و تأمین حداقل معاش برای تمامی افراد جامعه در هر کشور، یکی از موضوعات مورد توجه دولت‌ها می‌باشد. پرداخت یارانه به برخی از کالاهای اساسی و ضروری، یکی از سیاست‌های اقتصادی رایج در کشورهای در حال توسعه و حتی کشورهای توسعه‌یافته است که اجرای نادرست آن در نهایت موجب به هدر رفتن بودجه دولت می‌شود. بنابراین دولت‌ها برای تنظیم بازار و تخصیص منابع لازم جهت تنظیم بازار کالاهای اساسی، نیازمند شناخت کالاهای اساسی و ضروری هستند که این مقوله خود نیازمند درک صحیحی از تقاضا و نحوه‌ی واکنش افراد نسبت به تغییر محیط اقتصادی است.

در ایران از گذشته ضرورت اصلاح و نگرش مصرف‌کنندگان برای تعیین سهم گروه‌های مختلف کالاها و خدمات و تابع رفاه خانوارها برای رسیدن به اهداف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی مورد توجه تصمیم‌گیران اقتصادی بوده است. در این زمینه اهمیت موضوع به گونه‌ایی است که در سند چشم‌انداز بیست ساله کشور به برخورداری از سلامت، رفاه و امنیت غذایی توجه شده است.

هر فرد یا خانوار، تحت تأثیر سلایق و محیط اقتصادی و فرهنگی و اجتماعی، رفتار مصرفی

متفاوتی از خود نشان می‌دهد. در واقع بسیاری از خواسته‌های افراد، نتیجه زندگی آن‌ها در مکان‌ها، موقعیت‌ها و شهرهایی است که تعالیم و ارزش‌های مصرفی خاصی را القا می‌کند و ذائقه‌های مختلف، الگوی مصرفی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین بررسی الگوی مصرفی در مناطق شهری و استان‌های مختلف به طور جداگانه منطقی‌تر به نظر می‌رسد که در این زمینه بررسی رفتار مصرفی خانوار در استان تهران و با توجه به حجم بالای فعالیت‌های اقتصادی می‌تواند به منزله راهنما درزمینه‌ی تخصیص بهینه منابع باشد (هوشمند، ۱۳۹۳: ۹).

هدف تحقیق حاضر بررسی ساختار تقاضای مصرف‌کنندگان استان تهران می‌باشد که تاکنون در مطالعات داخلی انجام نشده است. در این راستا، مقاله حاضر در چهار بخش تنظیم شده است. بخش اول مقدمه، بخش دوم که شامل مبانی نظری و پیشینه تحقیق، بخش سوم تجزیه و تحلیل داده‌ها و معرفی نتایج، و قسمت چهارم به جمع‌بندی و پیشنهادات اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

مطالعه رفتار مصرفی خانوارها یکی از موضوعات مورد علاقه اقتصاددانان در سال‌های زیادی بوده است. معادلات تقاضا، عمدتاً به دو صورت تک معادله‌ای و سیستمی صورت می‌گیرد. در توابع تقاضای منفرد، تابع تقاضا برای کالاها به صورت منفک و با استفاده از تابع مطلوبیت افراد، استخراج می‌شود. همان‌طور که در تئوری‌های اقتصاد خرد، تأکید شده است، هرگونه تغییر در یک بازار، دیگر بازارها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. به همین جهت اقتصاددانان روش‌های تخمین سیستمی را برای تحلیل تقاضا، معرفی کردند. پایه‌های اولیه مطالعات تقاضای نهایی کالاها و خدمات، به صورت سیستمی به مطالعه‌ی لسر[1] (۱۹۴۱)، باز می‌گردد. سپس کلاین و روبین[2] (۱۹۴۷ – ۱۹۴۸)، در مقاله خود به معرفی تابع مطلوبیتی پرداختند که سیستم مخارج خطی، از آن استخراج شده بود. بعدها استون[3] در سال ۱۹۵۴، از طریق سیستم مخارج خطی (LES) به تحلیلی از توابع تقاضا پرداخت. ولی از آن‌جایی‌که این سیستم قدرت توضیح کالای پست را ندارد، سیستم

[1]. Leser (1941)
[2]. Klein & Rubin (1947-1948)
[3]. Stone (1954)

معادلات آدیلاگ توسط هاتاکر[1] (۱۹۶۰) معرفی شد که می‌توانست کالای پست را توضیح دهد؛ ولی به دلیل فرم تبعی مخصوصی که مدل آدیلاگ داشت سیستم روتردام[2] توسط بارتن[3] (۱۹۶۸) و تایل[4] (۱۹۷۱) معرفی شد که از تابع مطلوبیت خاصی استخراج نمی‌شد. یکی از محدودیت‌های مدل روتردام، ثابت در نظر گرفتن سهم بودجه‌ایی کالاها می‌باشد که پس از آن سیستم ترانسلوگ از یک تابع مطلوبیت غیر مستقیم استخراج گردید که توسط کریستنسن و همکاران[5] (۱۹۷۵) ارائه شد. از پیچیدگی‌های سیستم ترانسلوگ غیر خطی بودن این سیستم می‌باشد که البته مشکل سهم بودجه‌ایی کالا را برطرف می‌کند که سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی دیتون و میلبور[6] (۱۹۸۰) مشکل سهم بودجه‌ایی و غیر خطی را نداشت. طی چند سال اخیر در ایران نیز این سیستم مورد توجه محققان قرار گرفته است. دیتون و میلبور در ارائه سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل از ترجیحات پیگلوگ[7] استفاده کردند، این مسئله در تابع (۱) قابل ارائه می‌باشد.

شکل کلی تابع پیگلوگ که توسط دیتون و میلبور تعریف شده است به صورت فرمول (۱) می‌باشد.

$$lnc(u,p) = (1-u)ln\{a(p)\} + u\, ln\{b(p)\} \qquad (۱)$$

که در این تابع u مطلوبیت و p بردار قیمت است. u بین صفر (حداقل معاش) و یک (حداکثر رفاه) می‌باشد.

لازم به توضیح است که ترجیحات پیگلوگ مخارج لازم برای رسیدن به سطح معینی از مطلوبیت در یک سطح معینی از قیمت‌ها را مشخص می‌کند. بر این اساس توابع lna(p) و lnb (p) به صورت فرمول‌های (۲) و (۳) توسط دیتون و میلبور معرفی شد.

$$\mathrm{lna(p)} = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \tfrac{1}{2}\sum_k \sum_j \gamma_{ij}^{*} \ln p_k \ln p_j \qquad (۲)$$

1. Houtakker (1960)
2. Rotterdam
3. Barten (1968)
4. Theil (1971)
5. Christensen et al (1975)
6. Deaton & Muellboure (1980)
7. PIGLOG

$$\ln b(p) = \ln a(p) + B_{\circ}\Pi_k p_k^{B_k} \qquad (۳)$$

بنابراین تابع هزینه AIDS، به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\ln c(u,p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{۱}{۲}\sum_k \sum_j \gamma_{kj}^{*} \ln p_k \ln p_j + uB_{\circ} \prod_k^n p_k^{B_k} \qquad (۴)$$

چنان‌چه از رابطه (۴) بر اساس لم شپارد مشتق گرفته شود، تابع تقاضای جبران شده را به صورت زیر داریم:

$$\frac{\partial \ln c(u,p)}{\partial \ln p_i} = w_i = \alpha_i + \sum_{j=۱}^{n} \gamma_{ij} \ln p_j + B_i U B_{\circ} \prod_{k=۱}^{n} p_k^{B_k}$$

بر این اساس با استفاده از تابع مطلوبیت غیر مستقیم، تابع تقاضای جبران نشده را ارائه می‌دهیم.

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=۱}^{n} \gamma_{ij} \ln p_j + B_i \ln\left[\frac{m}{p}\right] \qquad (۵)$$

عبارت (۵) بیانگر سیستم معادلات تقاضای ایده‌آل غیر خطی می‌باشد؛ که برای خطی کردن می‌توان از شاخص استون[1] استفاده کرد که حالت سهمی دارد.

$$\ln p^{*} = \sum_k w_k \ln p_k \qquad (۶)$$

سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی به صورت فرمول (۷) است:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=۱}^{n} \gamma_{ij} \ln p_j + B_i \ln\left[\frac{m}{p^{*}}\right] \qquad (۷)$$

۲-۲- پیشینه تحقیق

در سال‌های اخیر مطالعات مختلفی در خصوص بررسی رفتار مصرفی خانوارها در داخل و خارج از کشور صورت پذیرفته است. دیتون و میلبور (۱۹۸۰) مدل مورد نظر را برای داده‌های سالانه انگلستان طی دوره (۱۹۵۴-۱۹۷۴) برای ۸ گروه عمده مخارج مصرفی شامل غذا، پوشاک،

[1]. Stone Index

مسکن، سوخت، نوشیدنی و دخانیات، حمل و نقل و ارتباطات، سایر کالاها و سایر خدمات برآورد کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که گروه کالایی غذا و مسکن، جزء کالاهای ضروری محسوب می‌شود، در حالی که سایر کالاها در زمره کالاهای لوکس قرار دارند. کشش‌های خود قیمتی به دست آمده در این تحقیق، بیانگر بی‌کشش بودن تمام گروه‌های کالایی به جز حمل و نقل می‌باشد. فرض تقارن برای کل این مدل رد می‌شود.

شنگ و همکاران[1] (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های مخارج خانوارهای شهری و روستایی مالزیایی به تعیین بهترین تصریح مدل تقاضای برنج از میان مدل‌های انگل خطی، انگل درجه دوم، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم پرداختند و از داده‌های حاصل از بررسی مخارج خانوار ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۵ به صورت ماهانه استفاده کردند. در این مطالعه کشش تقاضا برای برنج و همچنین برای ۱۱ مورد اقلام از مواد غذایی برآورد شد. نتایج نشان می‌دهد که تابع تقاضا در این مطالعه یک منحنی انگل غیر خطی است. برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم، ارزش R^2 بالاتری نسبت به سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی داشت پس نتایج بهتری را ارائه می‌کند. در این مطالعه با لحاظ متغیرهای دموگرافیک در این فرم‌های تابعی به این نتیجه دست یافتند که اثر عوامل دموگرافیک بر تقاضای برنج در مدل‌های مختلف متفاوت می‌باشد. به طوری که دو متغیر اندازه خانوار و شهرنشینی خانوارها بیش‌ترین تفاوت را در بین مدل‌های انتخابی از خود نشان دادند. خانوارهای شهری کمترین بودجه را صرف خرید برنج می‌کنند و در مقایسه با خانوارهای روستایی سهم کمتری از بودجه خود را به برنج اختصاص می‌دهند.

نیجارد (۲۰۱۳)[2] در پایان‌نامه‌ی خود به مقایسه‌ی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به‌صورت ایستا، پویا با اثر رفتار و پویا بدون اثر رفتار برای کشور نروژ پرداخت که برای گروه‌های خوراکی و غیر خوراکی[3] برآورد کرده است. داده‌های مورد استفاده به صورت سالانه (۲۰۱۰-۱۹۸۷) و به صورت فصلی ($۲۰۱۱Q_3$-$۱۹۷۹Q_2$) می‌باشند. اگر چه سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا با اثر رفتار با اعمال تصحیح خطا ترجیح داده می‌شود ولی به دلیل مشکلات در برآورد تصحیح خطا اتخاذ نمی‌شود. نتایج دلالت بر آن دارد که سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل ایستا دارای خصوصیاتی از قبیل

---

[1]. Sheng et al (2008)

[2]. Nygard (2013)

[3]. گروه‌های خوراکی و غیر خوراکی که شامل خوراکی‌ها، نوشیدنی‌ها، دخانیات، انرژی، لباس و کیف و کفش، سایر محصولات، سایر خدمات، قیمت کارکرد وسیله نقلیه، ارتباطات، و مصرف مواد خارجی می‌باشد.

تفسیر برآورد قابل قبول‌تری از لحاظ تجربی می‌باشد و پارامترهایی که با زحمت و به دقت تخمین زده شود را ندارد. از داده‌های فصلی به جای داده‌های سالانه به منظور بهبود دقت برآورد استفاده شده است. سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا با اثر رفتار، علی‌رغم تخمین با داده‌های مناسب، نتوانسته بود تعدادی از گروه‌های مصرف را که فقط مربوط به یک یا دو سال آینده می‌باشد را به دقت پیش‌بینی کند. شواهد نشان می‌دهد که گروه‌های مصرف بی‌دوام تحلیل درستی در به دست آوردن پیش‌بینی‌های دقیق قیمت دارند.

پروکینوا و هانوا[1] (۲۰۱۶) به بررسی تقاضا برای گوشت گاو، گوشت خوک، مرغ، ماهی، سیب‌زمینی، میوه‌ها، برنج، ادویه‌جات، نان و شیر در بررسی و تحلیل مواد غذایی اسلواکی با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی در سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که همه کشش‌های خود قیمتی منفی می‌باشند و همچنین اکثر کشش‌ها کوچک‌تر از یک هستند که نشان‌دهنده کم کشش بودن کالاهاست. بیشترین میزان کشش قیمت برای گوشت خوک و شیر و کمترین کشش برای نان و میوه می‌باشد گوشت خوک و گاو مکمل هستند.

در مطالعات داخلی نیز خسروی نژاد و همکاران (۱۳۹۲) از روش سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل در برآورد معادلات تقاضا و سپس تغییر جبرانی جهت ارزیابی تغییر رفاه مصرف‌کنندگان استفاده کرده‌اند که برای گروه‌های خوراکی‌ها و غیر خوراکی ها انجام شد. مواد خوراکی مورد مطالعه نان، گوشت قرمز، گوشت سفید، لبنیات و تخم‌مرغ می‌باشد و برای دوره زمانی (۱۳۸۹-۱۳۷۵) با استفاده از داده‌های ترکیبی انجام شد. نتایج دلالت بر آن دارد که برای تمامی دهک‌های خانوارهای شهری، کلیه کشش‌های درآمدی (مخارج کل) به جز غیر خوراکی‌ها کوچک‌تر از واحد بوده و به عنوان کالایی ضروری قلمداد می‌شود. کاهش رفاه ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی در دهک‌های پایین هزینه‌ای بیشتر از دهک‌های میانی و دهک‌های بالاست که با قانون انگل مطابقت دارد.

پژویان و احمدی (۱۳۹۳) به برآورد مخارج مصرفی خانوارهای شهری در ایران با استفاده از الگوی تقریب خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (LA-AIDS)، برای گروه کالاهای خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، کفش و پوشاک، حمل و نقل، ارتباطات، هتل و رستوران و آب، برق، گاز و سایر سوخت‌ها و سایر گروه‌ها پرداختند و سهم هر یک با استفاده از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط و اطلاعات سال‌های ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۹ برای ۱۰ دهک هزینه‌ای در منطقه شهری برآورد شده است.

[1] .Prokeinováa & Hanováa (2016)

نتایج حاکی از این است که کشش قیمتی این گروه‌های مصرفی مبتنی بر انتظارات تئوریکی و منفی است و شدت حساسیت این گروه‌ها نسبت به تغییرات قیمت در دهک‌های بالای هزینه‌ای بیشتر است. کشش درآمدی بیانگر آن است که گروه‌های خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، کفش و پوشاک جزء کالاهای نرمال و ضروری و سایر گروه کالاهای نرمال و لوکس هستند.

آرمن و همکاران (۱۳۹۴) به برآورد تابع تقاضا و کشش کالاهای مصرفی در گروه‌های کم‌درآمد و با درآمد بالا در مناطق شهری ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویای خطی و روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۶۱ پرداختند. نتایج آزمون همگنی نشان داد که مصرف‌کنندگان گروه کم‌درآمد در مصرف گروه‌های کالایی دچار توهم پولی هستند و به درآمد واقعی حساسیت ندارند. مصرف‌کنندگان گروه با درآمد بالا نیز در مورد گروه خوراک و متفرقه به درآمد واقعی خود توجه ندارند اما در مورد گروه پوشاک و مسکن به درآمد واقعی خود توجه دارند. آزمون تقارن، عدم تقارن در الگوی مصرف را نشان می‌دهد. بررسی قانون تقاضا نشان داد که کشش‌های خود قیمتی برای تمامی گروه‌ها منفی است. نتایج محاسبه کشش درآمدی نشان می‌دهد که در گروه کم‌درآمد گروه خوراک و مسکن ضروری و گروه متفرقه و پوشاک لوکس هستند. در حالی که برای گروه با درآمد بالا، گروه بهداشت و تفریح و تحصیل از بقیه گروه‌های کالایی ضروری‌تر است و پس از آن سه گروه خوراک، پوشاک و مسکن قرار دارند و گروه کالایی متفرقه لوکس است. بررسی کشش قیمتی غیر خودی نشان می‌دهد جانشینی و مکملی برای گروه‌های کالایی یکسان از گروه‌های مختلف درآمدی، متفاوت است.

ورهرامی و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل ترکیبی، بر اساس روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR)، طی دوره زمانی ۱۳۹۱- ۱۳۸۳ به محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی مواد غذایی خانوارهای شهری استان تهران پرداختند. نتایج نشان می‌دهد گروه‌های غلات، لبنیات و گروه روغن‌ها جزء کالاهای ضروری و گروه‌های گوشت و ماهی جزء کالاهای لوکس محسوب می‌شوند. کشش‌های قیمتی متقاطع در اغلب موارد از لحاظ قدر مطلق کمتر از یک است. همچنین کشش خود قیمتی گروه ماهی بیشتر از واحد است و به عبارت دیگر، جزء کالاهای پرکشش می‌باشد.

۳- تجزیه تحلیل داده‌ها و معرفی نتایج

به منظور اتخاذ تصمیمات و سیاست‌گذاری مناسب برای افراد جامعه، بررسی رفتار مصرفی خانوارها الزامی است. قبل از تخمین مدل، نگرشی بر داده‌های بودجه خانوار شهری استان تهران مفید است. داده‌های مورد نظر از طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران جمع‌آوری و پردازش گردیده است. از جمع کلیه هزینه‌هایی که فرد انجام می‌دهد به درآمد مصرف‌کننده می‌توان دست یافت. از آن‌جا که افراد احتمالاً درآمد واقعی را به پرسشگر اعلام نمی‌کنند لذا برای بررسی رفتار مصرفی خانوارها داده‌های مخارج مناسب‌تر از داده‌های درآمدی است. آمار مربوط به داده‌ها در این بررسی طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ که در دوره‌های قانون برنامه چهارم و پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران می‌باشد، به صورت دهک‌بندی به کار بسته شده است. علت استفاده از مدل سیستمی این است که امکان بررسی هم‌زمان اثر تغییر قیمت و درآمد را بر روی تقاضای تمامی کالاها فراهم می‌سازد. تخمین سیستمی در مقایسه با تخمین تک معادله‌ایی تقاضای کالاها از کارایی بیشتری برخوردار است. دلیل عدم کارایی تخمین تک معادله‌ها در نادیده گرفتن همبستگی جملات خطای معادلات است. یعنی فرض بر این است که جمله‌ی خطای یک معادله با جمله‌ی خطای سایر معادلات، همبستگی ندارد. اگر همبستگی بین جملات خطای معادلات ساختاری را نادیده بگیریم، در این صورت از تمامی اطلاعات موجود در هر معادله استفاده نکرده‌ایم (سوری، ۱۳۹۱: ۴۰۴). بنابراین، چنان‌چه این ویژگی جملات اختلال را بپذیریم، روش دستگاه معادلات به ظاهر نامرتبط[1] مناسب‌ترین روش برای برآورد مدل خواهد بود. علاوه بر این، زمانی که تعداد مشاهدات در دسترس کم باشد، روش دستگاه معادلات به ظاهر نامرتبط، نتایج قابل اعتمادی را حاصل می‌کند[2] (بالتاجی، ۲۰۰۵). در دستگاه معادلات به ظاهر نامرتبط ابتدا هر یک از معادلات به روش OLS، برآورد شده و پس از به دست آمدن پسماندها، برآوردی از ماتریس واریانس کوواریانس جملات اختلال ساخته می‌شود. سپس ضرایب معادله به روش GLS، برآورد می‌گردند.

به منظور کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای خانوارهای شهری تهران گروه‌های کالایی مورد استفاده در این تحقیق به شرح زیر است:

۱- خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و دخانیات

---

1. Seemingly Unrelated Regression
2. Baltagi (2005)

۲- پوشاک و کفش

۳- مسکن و سوخت و روشنایی

۴- کالاها و خدمات فرهنگی

۵- درمان و بهداشت

۶- حمل‌ونقل

۷- سایر کالاها

یکی از نقاط قوت سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل آزمون کردن قیدها می‌باشد.

در برآورد سیستم‌های معادلاتی که متغیر وابسته آن‌ها به صورت سهم گروهی است، مجموع سهم‌ها برابر ($\sum w_i = ۱$) یک می‌باشد. قیود لازم برای تحقق این قید در سیستم AIDS عبارت‌اند از:

$$\sum_{i=۱}^{n} \alpha_i = ۱ \quad \sum_{i=۱}^{n} \gamma_{ij} = ۰ \quad \sum_{i=۱}^{n} B_i = ۰$$

که به این قید جمع‌پذیری با شرط حاصل جمع گویند.

علاوه بر قید بالا قیودی را که می‌توان بر مدل اعمال کرد و آن‌ها را آزمون نمود، به شرح زیر است:

قید همگنی $\sum_{i=۱}^{n} \gamma_{ij} = ۰$

قید تقارن (اسلاتسکی) $\gamma_{ij} = \gamma_{ji} i \neq j$

کشش درآمدی و قیمتی جبران نشده معادله‌ی زیر می‌باشد (گرین و الستون[1]، ۱۹۹۰: ۴۴۴).

$$\mu_i = ۱ + \frac{B_i}{w_i} \qquad (۸)$$

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{۱}{w_i}\gamma_{ij} - B_i \frac{w_j}{w_i} \qquad (۹)$$

[1].Green & Alston (1990)

۳-۱- روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط

در این تحقیق از روش معادلات رگرسیونی به ظاهر نامرتبط (SURE)، استفاده شده که در سال ۱۹۶۲ در اقتصادسنجی توسط زلنر[1] پیشنهاد شد. اگر در داده‌های مورد استفاده، M معادله و T مشاهده جهت برآورد وجود داشته باشد (گرین، ۲۰۰۲: ۳۴۰)[2].

$$y_1 = X_1\beta_1 + \varepsilon_1$$
$$y_2 = X_2\beta_2 + \varepsilon_2$$
$$\vdots$$
$$y_M = X_M\beta_M + \varepsilon_M$$

فرض بر این است که جزء خطا در میان معادلات مختلف دارای همبستگی می‌باشد. این مدل می‌تواند به صورت تک معادله از طریق روش حداقل مربعات معمولی OLS تخمین زده شود. چنین تخمین‌هایی سازگار هستند، اما کارا نیستند بنابراین باید از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط استفاده شود تا تخمین‌های کارایی صورت گیرد. نکته‌ایی که در برآورد این سیستم وجود دارد این است که نمی‌توان M معادله را به صورت همزمان در شرایطی که محدودیت بین معادله‌ایی وجود دارد، آزمون کرد زیرا با مشکل هم‌خطی مواجه خواهیم شد. این روش در واقع روش تکراری حل همزمان پارامترهای مورد نظر از طریق مجموعه‌ایی از مقادیر ممکن است که در آن پارامترها، مقدار مجموع مجذور خطاهای حاصل از برآورد متغیر وابسته بر روی متغیرهای مستقل را به حداقل می‌رسانند (زلنر، ۱۹۶۲).

در این مطالعه از فرم خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل ایستا استفاده شده است.

$$w_{it}^{k} = c_1 * \ln\left(P_{i1t}\right) + c_2 * \ln\left(P_{i2t}\right) + c_3 * \ln\left(P_{i3t}\right) + c_4 * \ln\left(P_{i4t}\right) + c_5 * \ln\left(P_{i5t}\right) + c_6 * \ln\left(P_{i6t}\right) + c_7 * \ln(P_{ist}) + c_8 * (\ln(m_i) - \ln(P_a)) \qquad (10)$$

در مدل فوق

[1]. Zellner (1962)
[2]. Green (2002)

w_{it}^{k}: سهم اقلام کالایی kام در دهک iام در زمان t (K در اینجا عبارت است از: خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات، پوشاک و کفش، مسکن و سوخت روشنایی، تفریح و تحصیل، بهداشت، حمل و نقل و ارتباطات، سایر کالاها)

$P_{i۱t}$: شاخص قیمت مربوط به خوراکی‌ها در دهک iام در زمان t

$P_{i۲t}$: شاخص قیمت مربوط به پوشاک و کفش در دهک iام در زمان t

$P_{i۳t}$: شاخص قیمت مربوط به مسکن و سوخت روشنایی در دهک iام در زمان t

$P_{i۴t}$: شاخص قیمت مربوط به تفریح و تحصیل در دهک iام در زمان t

$P_{i۵t}$: شاخص قیمت مربوط به بهداشت و درمان در دهک iام در زمان t

$P_{i۶t}$: شاخص قیمت مربوط به حمل و نقل و ارتباطات در دهک iام در زمان t

P_{ist}: شاخص قیمت مربوط به سایر کالاها در دهک iام در زمان t

m_i: مخارج (درآمد) کل دهک درآمدی iام در زمان t

P_{ait}: شاخص قیمتی استون در دهک iام در زمان t

۳-۲- آزمون قیود کلاسیک

در این قسمت قیود کلاسیک تقاضا در مدل مورد مطالعه، آزمون و نتایج حاصل در جداول ۱ و ۲ ارائه شده است.

الف) آزمون فرضیه همگنی بر اساس آزمون والد[1] برای تک‌تک معادلات انجام شده است. به کمک این آزمون، وجود و یا عدم وجود توهم پولی مصرف‌کنندگان قابل بررسی است. رد فرضیه همگنی حکایت از وجود توهم پولی دارد. نتایج آزمون این فرضیه برای هرکدام از معادلات در جدول ۱ ارائه شده است.

در جدول ۱ مصرف‌کنندگان در مورد گروه کالاهای خوراک، پوشاک، مسکن، و حمل و نقل توهم پولی ندارند.

ب) فرضیه تقارن را نمی‌توان مانند فرضیه همگنی برای تک‌تک معادلات آزمون کرد بلکه بایستی این قید را بر کل سیستم معادلات اعمال نمود در حالی که قید همگنی برای تک‌تک معادلات به کار می‌رود. با استفاده از نتیجه آزمون والد برای قید تقارن، نتایج زیر حاصل می‌شود.

---

[1]. Wald

جدول ۱: نتایج آزمون قید همگنی ($\sum_j \gamma_{ij} = 0$)

سیستم	مدل	فرضیه H_0	Chi-square	probability	نتیجه
سیستم معادلات	خوراک	$c_{11}+c_{12}+c_{13}+c_{14}+c_{15}+c_{16}+c_{17}=0$	۲/۶	۰/۱	پذیرفته می‌شود
	پوشاک	$c_{21}+c_{22}+c_{23}+c_{24}+c_{25}+c_{26}+c_{27}=0$	۰/۲۳	۰/۶۳	پذیرفته می‌شود
	مسکن	$c_{31}+c_{32}+c_{33}+c_{34}+c_{35}+c_{36}+c_{37}=0$	۰/۰۳۸	۰/۸۴	پذیرفته می‌شود
	تفریح	$c_{41}+c_{42}+c_{43}+c_{44}+c_{45}+c_{46}+c_{47}=0$	۳/۹	۰/۰۴۸	رد می‌شود
	بهداشت	$c_{51}+c_{52}+c_{53}+c_{54}+c_{55}+c_{56}+c_{57}=0$	۴/۸۲	۰/۰۲۸	رد می‌شود
	حمل‌ونقل	$c_{61}+c_{62}+c_{63}+c_{64}+c_{65}+c_{66}+c_{67}=0$	۲/۰۶	۰ / ۱۵	پذیرفته می‌شود

منبع: یافته تحقیق

جدول ۲: آزمون تقارن ضرایب در سیستم معادلات ($\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$)

سیستم معادلات	فرضیه H0	Chi-square	Probability	نتیجه
سیستم معادلات	$c_{12}=c_{21}$	۰/۰۹	۰/۷	پذیرفته می‌شود
	$c_{13}=c_{31}$	۲/۷	۰/۰۹	پذیرفته می‌شود
	$c_{14}=c_{41}$	۰/۱۹	۰/۶۶	پذیرفته می‌شود
	$c_{15}=c_{51}$	۱/۳۳	۰/۲۴	پذیرفته می‌شود
	$c_{16}=c_{61}$	۰/۰۲۳	۰/۸۷	پذیرفته می‌شود
	$c_{23}=c_{32}$	۱/۱۶	۰/۲۷	پذیرفته می‌شود
	$c_{24}=c_{42}$	۳/۷۶	۰/۰۵	پذیرفته می‌شود
	$c_{25}=c_{52}$	۶/۸۳	۰/۰۰۸	رد می‌شود
	$c_{26}=c_{62}$	۰/۰۰۰۶	۰/۹۷۹	پذیرفته می‌شود
	$c_{34}=c_{43}$	۱/۷۵	۰/۱۸	پذیرفته می‌شود
	$c_{35}=c_{53}$	۰/۰۱۲	۰/۹۱	پذیرفته می‌شود
	$c_{36}=c_{63}$	۲/۴۱	۰/۱۲	پذیرفته می‌شود
	$c_{45}=c_{54}$	۰/۲۸	۰/۵۹	پذیرفته می‌شود
	$c_{46}=c_{64}$	۳/۹	۰/۰۴	رد می‌شود
	$c_{56}=c_{65}$	۰/۰۹۳	۰/۷۶	پذیرفته می‌شود

منبع: یافته تحقیق

۳-۳- نتایج تخمین سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل مقید

در این بخش، سیستم معادلات به گونه‌ایی است که با اعمال قید تقارن بر ضرایب و همچنین اعمال قید همگنی در معادلاتی که پذیرفته می‌شوند، برآورد شده است.

جدول ۳: نتایج تخمین سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل مقید

متغیر توضیحی / متغیر وابسته	خوراکی، آشامیدنی و دخانیات	پوشاک و کفش	مسکن، سوخت و روشنایی	تفریح و تحصیل	بهداشت و درمان	حمل‌ونقل و ارتباطات
عرض از مبدأ (α_i)	۱/۰۹	-۰/۱۴	۱/۲	-۰/۳۱	-۰/۲۹	-۰/۵
لگاریتم قیمت خوراکی، آشامیدنی و دخانیات (γ_{IJ})	۰/۰۲۷	۰/۰۰۷	-۰/۰۲	-۰/۰۲۵	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۶
لگاریتم قیمت پوشاک و کفش (γ_{IJ})	۰/۰۰۷	۰/۰۰۸	-۰/۰۰۴	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲	۰/۰۰۷
لگاریتم قیمت مسکن، سوخت و روشنایی (γ_{IJ})	-۰/۰۲۴	-۰/۰۰۴	-۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۳۵	-۰/۰۱۷
لگاریتم قیمت تفریح و تحصیل (γ_{IJ})	-۰/۰۲۵	۰/۰۱۲	۰/۰۲	۰/۰۲	-۰/۰۳۶	۰/۰۰۶
لگاریتم قیمت بهداشت و درمان (γ_{IJ})	-۰/۰۰۸	-۰/۰۶۱	۰/۰۳	-۰/۰۳	۰/۰۱۲	-۰/۰۱
لگاریتم قیمت حمل‌ونقل و ارتباطات (γ_{IJ})	-۰/۰۱۶	۰/۰۰۷	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۶	-۰/۰۱۳	۰/۰۰۶
لگاریتم مخارج کل به شاخص استون	-۰/۰۶	۰/۰۱۴	-۰/۰۵	۰/۰۱۷	۰/۰۲۲	۰/۰۴
ضریب تعیین	۰/۹۳	۰/۷۸	۰/۶۱	۰/۸۶	۰/۶۳	۰/۴۷
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۹۲	۰/۷۶	۰/۵۶	۰/۸۴	۰/۵۷	۰/۴۱
آماره دوربین واتسون	۱/۹۳	۲/۱	۱/۸۵	۱/۹	۱/۸	۲/۱

منبع: یافته تحقیق

با توجه به مدل سیستمی، برای رفع مشکل خودهمبستگی می‌توان از روش آزمون دوربین واتسون[1] و آزمون LM، استفاده کرد. این حالت بدون توجه به تصحیح خودهمبستگی و هم در حالت تصحیح خودهمبستگی، یعنی اضافه کردن (۱) AR، برآورد شده است. پس از برآورد مدل و با مقایسه مقادیر دوربین واتسون در دو حالت فوق می‌توان به وجود و یا عدم وجود خودهمبستگی

[1]. Durbin-Watson

پی برد. تغییرات در مخارج واقعی از طریق ضرایب B_i، قابل مشاهده است، اگر این ضرایب بزرگ‌تر و مساوی صفر باشد کالا لوکس و در غیر این صورت کالا ضروری است.

۳-۴- سنجش کشش‌های جبران نشده

با توجه به این‌که نمی‌توان تفسیرهای مستقیمی از پارامترهای این الگو داشت بدین منظور کشش‌های خود قیمتی و کشش درآمدی محاسبه و تفسیر شده است. کشش‌های درآمدی و قیمتی جبران نشده مربوط به هر یک از کالاها محاسبه شده و در جدول ۴ آورده شده است. با بررسی کشش‌های خود قیمتی، مشاهده می‌شود که کشش خود قیمتی جبران نشده تقاضا در تمام گروه‌های کالایی منفی بوده و در هیچ یک از گروه‌ها، قانون تقاضا نقض نشده است. نتایج حاصل از تخمین همچنین دلالت بر آن دارد که گروه خوراکی با چهار گروه مسکن، تفریح و تحصیل، بهداشت و درمان، حمل و نقل و ارتباطات مکمل می‌باشد و به عبارت دیگر تغییر در مصرف این گروه از کالاها هم‌جهت می‌باشد از طرف دیگر گروه خوراکی با گروه پوشاک و کفش جانشین می‌باشد.

جدول ۴: متوسط کشش‌های درآمدی و خود قیمتی جبران نشده سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی

اقلام	خوراکی و آشامیدنی و دخانیات	پوشاک و کفش	مسکن، سوخت و روشنایی	تفریح و تحصیل	بهداشت و درمان	حمل‌ونقل و ارتباطات
خوراکی و آشامیدنی‌ها و دخانیات	-۰/۷۹	۰/۰۳	-۰/۰۹	-۰/۱۱	-۰/۰۳	-۰/۰۷
پوشاک و کفش	۰/۱۳	-۰/۷۶	-۰/۳۳	۰/۳۸	-۱/۹۴	۰/۲۱
مسکن، سوخت و روشنایی	-۰/۰۲	-۰/۰۰۴	-۱/۰۰۲	۰/۰۶۶	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
تفریح و تحصیل	-۰/۹	۰/۳۷	۰/۶۶	-۰/۱۹	-۱/۱۵	۰/۸۷
بهداشت و درمان	-۰/۲۷	-۰/۱۹	-۰/۲۹	-۰/۷۴	-۰/۷۶	-۰/۲۱
حمل‌ونقل و ارتباطات	-۰/۳	۰/۰۷	-۰/۲۹	-۰/۱۲	-۰/۱۳	-۰/۹۷
کشش درآمدی	۰/۶۹	۱/۴۳	۰/۸۸	۱/۵۵	۱/۴۴	۱/۵۳

منبع: یافته تحقیق

۳-۵- رابطه و ماهیت انواع گروه‌های کالایی خانوارها

رابطه‌ی گروه‌های مختلف در جدول ۵ مشخص شده است، همچنین پس از تخمین سیستم تقاضا مشخص شد که دو گروه خوراکی، مسکن و روشنایی ضروری و سایر گروه‌ها ماهیت لوکس دارند. ضروری بودن گروه خوراکی و گروه مسکن با انتظارات نظری سازگار می‌باشد. همچنین لوکس بودن گروه تفریح و تحصیل که به علت جمعیت زیاد حاشیه‌نشین در شهر تهران می‌باشد نیز با انتظارات در مورد جامعه شهری تهران سازگار است. نکته‌ی قابل تأمل در یافته‌های این مطالعه لوکس بودن گروه بهداشت و درمان است که این امر نشان‌دهنده‌ی آن است که گروه‌های کم درآمد شهر تهران به دلیل عدم استفاده‌ی کافی از خدمات بهداشتی در معرض خطر و بیماری می‌باشند به ترتیبی که این امر از توانایی آن‌ها در مشارکت اقتصادی می‌کاهد. لوکس بودن گروه حمل و نقل و ارتباطات در سبد مصرفی خانوارهای شهری استان تهران نیز با توجه به این‌که بخش قابل‌توجهی از درآمد پایین با فقر مطلق مواجه هستند طبیعی به نظر می‌رسد.

جدول ۵: رابطه‌ی انواع گروه‌های کالایی خانوارهای شهری استان تهران

کشش‌ها	خوراکی و آشامیدنی‌ها و دخانیات	پوشاک و کفش	مسکن، سوخت و روشنایی	تفریح و تحصیل	بهداشت و درمان	حمل‌ونقل و ارتباطات
خوراکی و آشامیدنی‌ها و دخانیات	-	جانشین	مکمل	مکمل	مکمل	مکمل
پوشاک و کفش	-	-	مکمل	جانشین	مکمل	جانشین
مسکن، سوخت و روشنایی	-	-	-	جانشین	مکمل	جانشین
تفریح و تحصیل	-	-	-	-	مکمل	جانشین
بهداشت و درمان	-	-	-	-	-	مکمل
حمل‌ونقل و ارتباطات	-	-	-	-	-	-
ماهیت گروه‌ها	ضروری	لوکس	ضروری	لوکس	لوکس	لوکس

منبع: استخراج شده از جدول ۳

۴- جمع‌بندی و پیشنهادات

با توجه به این‌که هدف اصلی از انجام این تحقیق بررسی رفتار مصرفی خانوارهای استان تهران

جهت دستیابی به کشش‌های گروه‌های اصلی کالاها بوده، نتایج ذیل از تخمین مدل حاصل شده است.

همان‌طور که مشخص شد گروه خوراک کالایی ضروری است که مطابق با انتظارات نظری می‌باشد، این امر مؤید آن است که برای تضمین حداقل‌های مورد نیاز خانوارهای فقیر، مقوله هدفمندی یارانه‌ها و حمایت‌ها با کمترین خطای نوع اول و دوم باید در دستور کار دولت قرار گیرد. متأسفانه گروه بهداشت کالایی لوکس مشخص شد، با توجه به مقایسه درآمد سرانه[۱] کشور ایران با سایر کشورهای توسعه‌یافته، در ایران درآمد سرانه در سال ۲۰۱۴ برابر با ۵۹۴۹ دلار و درآمد سرانه در سال ۲۰۱۴ در سایر کشورهای توسعه‌یافته[۲] مانند نروژ ۹۳۲۳۶ دلار و استرالیا ۵۲۷۶۱ دلار و سوئیس ۷۶۴۱۵ دلار و دانمارک ۵۹۵۲۴ دلار، که نشان‌دهنده سطح پایین درآمد سرانه ایران می‌باشد، بنابراین در کشور ما به دلیل سطح درآمد پایین، این که گروه بهداشت در بررسی‌های ما در زمره‌ی گروه کالاهای لوکس تلقی شده با واقعیت‌ها سازگار است که به معنای این است که بخشی از جامعه، قادر به دسترسی به اقلام بهداشتی نیستند که البته این نتیجه با انتظارات قبلی در مورد جامعه ایران[۳] به ویژه شهر تهران سازگار می‌باشد. نکته قابل توجه در مطالعات قبلی[۴] نشان داد که شهر تهران از حیث فقر به ویژه در مناطق حاشیه‌نشین با مشکل اساسی مواجه است، بنابراین انتظار می‌رود با روش‌های مختلف از جمله رشد اقتصادی و بهبود توزیع درآمد و توسعه امکانات بهداشتی، اکثر گروه‌های درآمدی به اقلام بهداشتی دسترسی داشته باشند که این امر در برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت برای گروه‌های کم‌درآمد از طریق توسعه بهداشتی و در برنامه‌ریزی بلندمدت از طریق رشد اقتصادی[۵] و یا توزیع عادلانه‌تر درآمد از سوی دولت، امکان‌پذیر است یا به عبارت دیگر بسته‌های حمایتی دولت متوجه گروه بهداشت و درمان نیز باشد که البته در این راستا دولت یازدهم به نظر می‌رسد که اقداماتی در حوزه‌ی بهداشت انجام داده است. متأسفانه در خصوص شهر تهران، تفریح و تحصیل و آموزش که جزء ضروری‌ترین نیازها محسوب می‌شوند جزء اقلام مصرفی لوکس می‌باشد به عبارت دقیق‌تر مردم شهر تهران از درآمد

---

[۱]. درآمد سرانه ملی (ثابت ۲۰۱۰)

[۲]. بر اساس شاخص توسعه انسانی

[۳]. سنجش شدت فقر در خانوارهای روستایی و مقایسه آن با خانوارهای شهری ایران

[۴]. بررسی اثرات سیاست‌های حمایتی بر کاهش فقر در ایران

[۵]. بررسی اثر مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی ایران

کافی برای تأمین نیازهای خوراک و مسکن برخوردار نیستند و قبل از این‌که در خصوص برنامه آموزشی و تفریح برنامه‌ریزی کنند درآمد آن‌ها تخلیه شده است. آموزش و بهداشت در زمره‌ی کالاهای مفید هستند به عبارتی دیگر بر اساس تعالیم علم اقتصاد و اقتصاد رفاه، دولت‌ها همواره موظف به تأمین این نیازها برای آحاد جامعه هستند. علاوه بر این نهادهای بین‌المللی همواره دولت‌ها را مسئول تأمین آموزش و خدمات بهداشتی دانسته‌اند و در واقع در نشست‌های بین‌المللی با هدف کاهش فقر، توسعه آموزش عمومی و بهداشت عمومی مورد تأکید قرارگرفته و دولت‌ها به منظور کاهش فقر از طریق توسعه و سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و ارائه خدمات بهداشتی تعهد داده‌اند؛ که دولت ایران به منظور کاهش فقر باید تلاش بیشتری در آموزش نیروی انسانی و خدمات بهداشتی داشته باشد.

هم‌چنین دولت باید از سیاست قیمت‌گذاری به دلیل وجود اثرات قیمتی معنادار اکثر گروه‌های کالایی و حساسیت بالای سهم‌های بودجه‌ای نسبت به تغییرات قیمت در مناطق شهری به‌عنوان یک ابزار مؤثر استفاده کند.

با توجه به اینکه کشش درآمدی گروه حمل و نقل بالا می‌باشد یعنی این‌که بخش قابل‌توجهی از مردم امکان برخورداری از این گروه کالایی را ندارند که این مطلب نیز با واقعیت شهری تهران سازگار است و به دلیل این‌که بخش قابل توجهی فقیر و بیکار می‌باشند، لذا امکان جابجایی برقرار نمی‌باشد، بر این اساس می‌توان گفت که با توسعه و رشد اقتصادی در آینده و با افزایش اشتغال و درآمد امکان جابجایی بیشتر برای مردم فراهم خواهد شد و همچنین زیرساخت‌های حمل و نقل افزایش خواهد یافت.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. آرمن، سید عزیز. منصوری، سید امین. و فرح‌بخش، ایمان (۱۳۹۴). "برآورد و مقایسه تابع تقاضا و کشش کالاهای مصرفی در گروه‌های کم درآمد و با درآمد بالا در مناطق شهری (کاربرد داده‌های ادغام شده در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل)". پژوهشنامه اقتصاد کلان **۱۰**(۲۰): ۳۰- ۵۷.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شاخص قیمت سال‌های مختلف.

۳. پژویان، جمشید. و احمد، سید محمدمهدی (۱۳۹۳). "برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی گروه‌های مصرفی خانوارهای شهری با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل مبتنی بر داده‌های تابلویی". فصلنامه علوم اقتصادی **۸**(۲۶): ۳۱-۱۳.

۴. چشم‌انداز جمهوری اسلامی ایران در افق ۱۴۰۴ هجری شمسی (۱۳۸۲). مرجع تصویب: قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران، سیاست‌های کلی نظام و سند چشم‌انداز. (http://rc.majlis.ir/fa/law/show/132295).

۵. خداداد کاشی، فرهاد. و شمسی، سوده (۱۳۹۱). "بررسی اثرات سیاست‌های حمایتی بر کاهش فقر در ایران". فصل‌نامه اقتصاد مقداری **۹**(۲): ۱۷۱-۱۵۳.

۶. خداداد کاشی، فرهاد. و شهیکی تاش، محمد نبی (۱۳۹۱). "سنجش شدت فقر در خانوارهای روستایی و مقایسه آن با خانوارهای شهری ایران". فصلنامه روستا و توسعه **۱۱**(۳): ۴۱-۵۵.

۷. خسروی نژاد، علی‌اکبر. خداداد کاشی، فرهاد. و صحبتی، زهرا (۱۳۹۲). "ارزیابی افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایران". نشریه راهبرد اقتصادی **۲**(۴): ۹۳-۷۳.

۸. دودانگه، ایرج (۱۳۸۹). *مجموعه مقالات همایش اصلاح الگوی مصرف*، تهران، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

۹. سلمانی، بهزاد. و محمدی، علیرضا (۱۳۸۷). "بررسی اثر مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی ایران". فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران **۱۳**(۳۹): ۹۳-۷۳.

۱۰. سوری، علی (۱۳۹۱). *اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviws7 در اقتصادسنجی*، تهران، نشر فرهنگ شناسی.

۱۱. قانون برنامه پنج‌ساله پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۹). مرجع تصویب: مصوبات مجلس شورا. (http://rc.majlis.ir/fa/law/show/790196).

۱۲. قانون برنامه چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۳). مرجع تصویب: مصوبات مجلس شورا. (http://rc.majlis.ir/fa/law/show/94202).

۱۳. مرکز آمار ایران. سالنامه استانی مرکز آمار. سالنامه آماری استان تهران (۱۳۸۶-۱۳۹۳).

۱۴. ورهرامی، ویدا. هوشمند، زهره. و یوسفی حاجی‌آباد، رضا (۱۳۹۴). "احتساب کشش‌های قیمتی و درآمدی مواد غذایی خانوارهای شهری استان تهران". فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی **۹**(۳۲): ۱۲۲-۱۰۳.

۱۵. هوشمند، زهره (۱۳۹۳). *بررسی رفتار مصرفی خانوارها مطالعه موردی استان تهران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات سمنان.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, Publisher, Wiley, P.314.
2. Barten, A. P. (1968). "Estimating Demand Equations". Econornetrica **36**(2): 213-251.
3. Christensen, L. R., Jorgenson, D. W. and Lau, L. J. (1975). "Transcendental Logarithmic Utility Functions". The American Economic Review **65**(3): 367-383.
4. Deaton, A. and Muellboure, J. (1980). "An Almost Ideal Demand System". American Economics Review **70**(3): 312-326.
5. Green, R. and Alston, J. M. (1990). "Elasticities in AIDS Model". American Journal of Agricultural Economics **72**(2): 442-445.
6. Green, W. H. (2002). *Econometric analysis*, (5th Ed.), Prentice Hall.
7. Houtakker, H. s. (1960). "Additive Preferences". The Econometric Society **28**(2): 244-257
8. Human Development Index. http://www.hdr.undp.org/
9. Klein, L. R. and Rubin, H. (1947-1948). "A Constant Utility-index of the Cost of Living". The Review of Economic Studies **15**(2): 84-87.
10. Leser, C. E. V (1941). "Family Budget Data and Price Elasticities of Demand". Review of Economic Studies **9**(1): 40-57.
11. Nygard, V. M. (2013). *An Almost Ideal Demand System Analysis of non-Durable Consumption Categories*, Revised Version Thesis for the Degree Master of Economic Theory and Econometrics Department of Economics University of Oslo.
12. Prokeinováa, R. B. and Hanováa, M. (2016). "Consumer's behavior of the foodstuff consumption in Slovokia". Procedia – Social and Behavioral Sciences **220**: 21–29.

13. Sheng, Y. Nasir, SH. Zainalabidin, M. Mahir, A. and Alias, R. (2008). "Demand Analyses of Rice in Malaysia". Universiti Putra Malaysia, MPRA Paper 15062.
14. Stone, J. R. N. (1954). "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: an Application to the Pattern of British Demand". The Economic Journal **64**(255): 511-527.
15. Theil, H. (1971). *Principles of Econometrics*, North Holland, Amsterdam, p.102.
16. World Bank Data, http://www.worldbank.org/
17. Zellner, A. (1962). "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias". Journal of American Statistical Association **57**(298): 348-368.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هجدهم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶

تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ثبات بانک‌های ایران

اسفندیار جهانگرد[۱]
فاطمه عبدالشاه[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۶/۱۰

چکیده

این مقاله در پی بررسی اثر متغیرهای کلان قتصادی بر ثبات بانک‌ها با استفاده از داده‌های ۱۷ بانک در طول دوره ۱۳۹۱-۱۳۸۶ است. بدین منظور اثر سه متغیر کلان اقتصادی نرخ بهره، نرخ تورم و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر شاخص ثبات بانک‌ها سنجیده می‌شود. برای به دست آوردن یک شاخص ترکیبی برای ثبات بانک‌ها (شاخص ثبات)، میانگین وزنی متغیرهای نسبت هزینه به کل درآمد، مطالبات مشکوک‌الوصول به کل مطالبات، نسبت سود خالص به کل دارایی و نسبت تسهیلات به سپرده‌ها محاسبه می‌شود. برای محاسبه وزن هر کدام از متغیرها در ساخت شاخص ترکیبی، ابتدا با استفاده از مدل لاجیت، رگرسیون را تخمین زده، و سپس با استفاده از ضرایب، وزن هر کدام از متغیرها تعیین می‌شود و در نهایت، با استفاده از آزمون‌های پانل، اثر متغیرهای کلان روی شاخص ثبات سنجیده می‌شود. نتایج حاکی از آن است که نرخ تورم در دوره مورد بررسی تاثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص ثبات بانک‌ها دارد. متغیر نرخ بهره دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر ثبات بانک‌ها است و متغیر رشد تولید ناخالص داخلی دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر ثبات بانک‌ها می‌باشد که دلیل این تاثیر منفی به رابطه منفی بین رشد تولید ناخالص داخلی و سود بانک‌ها مربوط می‌شود. اثر شاخص هرفیندال- هیرشمن، نیز برای بررسی تمرکز در صنعت بانکداری بر شاخص ثبات سنجیده شده است. اگر چه این تاثیر مثبت است اما از نظر آماری معنی‌دار نیست.

واژه‌های کلیدی: متغیرهای کلان اقتصادی،ثبات بانک‌ها، اثرات ثابت داده‌های پانل.

Keywords: Macroeconomic Variables, Stability of Banks, Panel Data Fixed Effects.

JEL Classification: C23, E44, G21.

[۱]. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی ejahangard@gmail.com

[۲]. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، (نویسنده مسئول) f.abdolshah@gmail.com

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.18.205

۱- مقدمه

افزایش مشکلات بانکی در مقیاس وسیع، نگرانی‌های زیادی را ایجاد می‌کند، زیرا بحران بانکی جریان اعتباری به سمت خانوارها و شرکت‌ها را دچار گسست کرده و امکان ورشکستگی بنگاه‌های بخش حقیقی را افزایش می‌دهد. همچنین بحران بانکی می‌تواند عملکرد سیستم پرداخت‌ها را به مخاطره اندازد و از طریق کاهش اعتماد به نهادهای مالی داخلی، باعث کاهش پس انداز داخلی و یا خروج سرمایه در مقیاس زیاد شود. در نهایت یک بحران بانکی منجر به کاهش ثبات بانک‌ها و بسته شدن آن‌ها می‌شود.

در دهه‌های اخیر ثبات مالی به عنوان هدف سیستم اقتصادی، بیش از پیش در سیاست‌گذاری‌ها مورد توجه قرار گرفته است. بانک‌های مرکزی و مؤسسات مالی بسیاری، از جمله صندوق بین‌المللی، بانک جهانی و بانک تسویه بین‌الملل بخش بزرگی از فعالیت‌های تحقیقاتی خود را به مطالعه در این زمینه اختصاص داده‌اند. در یک تعریف ساده، ثبات مالی به شرایطی اطلاق می‌شود که سیستم با شرایط بحرانی مواجه نشده باشد. ثبات در یک سیستم مالی زمانی برقرار خواهد بود که تخصیص منابع اقتصادی (پس انداز و سرمایه‌گذاری، وام دهی و وام‌گیری و رشد اقتصادی) به صورت کارا و به سهولت انجام گیرد، ریسک مالی شناسایی، ارزیابی و مدیریت شده و در نهایت به صورت کمی ارائه شود و سیستم توانایی جذب آشفتگی و سازمان‌دهی مجدد خود را حتی در زمان شوک‌های خارجی داشته باشد.

اقتصاد ایران طی سه دهه اخیر با فراز و نشیب‌های بسیاری در فعالیت‌های کلان اقتصادی مواجه بوده است. از جمله آن‌ها، فعالیت‌های بانکی در کشور است. سیستم بانکی کشور طی دهه‌های اخیر با مسایلی از قبیل ملی شدن بانک‌ها، تحمیل سیاست‌های تکلیفی و تبصره‌ای دولت، مدیریت دولتی و کنترل دستوری نرخ سود بانکی روبرو بوده است. بررسی شرایط حاکم بر ایران و مقایسه آن با شرایط کشورهایی که بحران بانکی را تجربه کرده‌اند، به خصوص کشورهای در حال توسعه، بیانگر آن است که اقتصاد ایران شرایط بحران بانکی را تجربه نموده هر چند که به علت دولتی بودن بانک‌ها و حمایت‌های مالی بانک مرکزی، این شرایط عملا به بروز بحران آشکار در اقتصاد منجر نشده است.

انتظار می‌رود ثبات نظام مالی و به تبع آن نظام بانکی در هر کشور تا اندازه زیادی تابع فعالیت‌های کلان اقتصادی و توسعه و تکامل اقتصادی باشد. به همین دلیل در این مطالعه به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی نرخ تورم، رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره بر ثبات بانک‌ها

پرداخته می‌شود. طی سال‌های اخیر در کشورهای مختلف جهان، برای ارزیابی ثبات و سلامت بانک‌ها تعدادی معیارهای کمی ارائه شده است که می‌توان آنها را در هفت گروه[1] که شامل کفایت سرمایه، کیفیت دارایی‌ها و ساختار مالی بانک، ثبات و پایداری مدیریت، سودآوری، نقدینگی، حساسیت عملیات نسبت به مخاطره بازار و سایر معیارهای اساسی است، دسته‌بندی کرد. در بخش‌های بعدی به ارائه شاخص‌های هر گروه پرداخته می‌شود. در این مطالعه متوسط شاخص‌های نسبت سود خالص به دارایی (NPA1)، نسبت تسهیلات به سپرده‌ها (LD1)، نسبت هزینه خالص به درآمد (CR1) و نسبت مطالبات مشکوک الوصول به کل تسهیلات (DL1) طی دوره‌ی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ به عنوان شاخص ثبات مورد استفاده قرار می‌گیرند. ابتدا از طریق مدل لاجستیک جهت اثرگذاری این متغیرها بر خطر ورشکستگی بانک‌ها تعیین می‌شود و سپس متوسط وزنی آن‌ها به عنوان شاخص ثبات مورد استفاده قرار می‌گیرد. در نهایت با استفاده از مدل‌های پانل اثر متغیرهای کلان بر شاخص ثبات ارزیابی می‌شود.

ساختار مقاله در ادامه بدین قرار است که در بخش دوم، مطالعات تجربی انجام شده ارائه می‌شود و در بخش سوم به مبانی نظری مربوطه پرداخته می‌شود. در بخش چهارم روش شناسی و در بخش پنجم روش برآورد معادلات مشخص شده است و نتایج نیز تجزیه و تحلیل می‌شود. و در نهایت در بخش نهایی، نتیجه‌گیری کلی آورده شده است.

۲- مطالعات تجربی

۲-۱- مطالعات خارجی

تا اوایل قرن بیستم، تحقیقات در خصوص بحران بانکی اغلب متکی بر تجربه به دست آمده از بحران‌های قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم بود. به ویژه، موضوع تحقیقات، بررسی و مطالعه رکود بزرگ بود، تا اینکه حوادث ورشکستگی‌های متعدد بانکی در دنیا اتفاق افتاد. در دهه ۱۹۹۰ موج جدیدی از بحران‌های بانکی به وقوع پیوست که سبب شد انگیزه و مطالب جدیدی برای تحقیقات فراهم شود. بر همین اساس ادبیات رو به گسترشی جهت مطالعه شناسایی، علل و نتایج شکنندگی بانک‌ها در اقتصاد معاصر به وجود آمد که تاثیر پذیری بحران بانکی از عواملی مانند شوک‌های

[1]. ثقفی و سیف (۱۳۸۴)

اقتصاد کلان، ساختار بازار بانکی، نهادهای خارجی، نهادهای خاص بازار اعتباری و متغیرهای ساختار و توسعه مالی و اقتصاد سیاسی را مورد بررسی قرار می‌داد.

مطالعات اخیر اغلب به موضوعاتی همچون تعیین‌کننده‌های کلان اقتصادی بحران بانکی اشاره کردند. دیاموند[1] (۱۹۹۱) نشان داد که اگر چه نرخ‌های بهره‌ی در حال افزایش، درآمد بانک را افزایش می‌دهد اما منجر به ورشکستگی بانک‌ها نیز می‌شود. نرخ بهره واقعی انتخاب شرکت‌ها بین پروژه‌های ریسکی و بدون ریسک را تحت تاثیر قرار می‌دهد. پیش‌بینی می‌شود که نرخ‌های بهره واقعی در حال افزایش پذیرش پروژه‌های ریسکی را افزایش داده و در نتیجه ممکن است ثبات بانک را کاهش دهد. طبق یافته‌های چندین محقق[2] در سال ۱۹۹۸، ظهور شکست در سیستم بانکی نتیجه وقوع شوک‌های اقتصاد کلان بوده است. آنان به طور خاص این تئوری را بیان کردند که استقراض‌کنندگان، به دلیل بروز شوک‌های نامطلوب که به فعالیت‌های اقتصادی آنان وارد می‌شود، در بازپرداخت دیون خود دچار مشکل می‌شوند. لاو و رالینگ[3] (۱۹۹۳)، کالومیرس و همکاران[4] (۱۹۹۷) و کوفمن[5] (۱۹۹۸) در مطالعات جداگانه‌ای نشان دادند که ثبات بانک‌ها تحت تاثیر توانایی بنگاه‌ها و خانوارها جهت بازپرداخت بدهی‌شان می‌باشد. توانایی خانوارها و بنگاه‌ها تحت تاثیر درآمد آن‌ها و نرخ بهره است. دمیرگوس-کونت و دترگیاج[6] (۱۹۹۸ و ۲۰۰۵) روی شاخص‌های پیشرو برای بحران‌های بانکی تاکید کردند. آن‌ها با بکارگیری یک مدل اقتصاد سنجی لاجیت چند متغیره، مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی را به سودآوری در شرایط بحرانی ربط دادند. این نتایج هم برای اقتصادهای صنعتی و هم در حال گذر نشان می‌دهد که نرخ واقعی رشد اقتصادی پایین، تورم بالا و نرخ‌های بهره بالا روی سودآوری بحران بانکی اثر معنی‌داری دارد. اما هاری و پازار باسیگلو[7] (۱۹۹۸) بحران‌های بانکی را برای ۳۸ کشور در طول ۱۹۹۷-۱۹۸۰ جهت شناسایی نقش شاخص‌های بخش بانکداری و کلان اقتصادی بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که استرس بانکی همراه با کاهش در رشد GDP واقعی، افزایش زیاد نرخ تورم، ورودی سرمایه، افزایش نرخ بهره و کاهش تند نرخ ارز واقعی بوده است.

---

1. Diamond (1991)
2. Demirgüç-Kunt and Detragiache (1998), Hardy and Pazarbasioglu (1998)
3. Lowe and Rohling (1993)
4. Calimiris et al (1997)
5. Kaufman (1998)
6. Demirguc –Cunt and Detragiache (1998, 2005)
7. Harey and Pazarbasioglu (1998)

گنزالس هرموسیلو[۱] و همکاران (۱۹۹۷) با بررسی داده‌های مربوط به میزان وام‌های بازپرداخت نشده و نسبت دارایی‌های سرمایه‌ای در ایالت متحده آمریکا و در دو کشور مکزیک و کلمبیا، دریافتند که وضعیت هر دو متغیر، قبل از بحران رو به وخامت می‌گذارد. روند متغیرهای کمل[۲] همچون کیفیت سرمایه، کیفیت دارایی‌ها، مدیریت درآمد و نقدینگی و همچنین اندازه بانک‌ها می‌توانند توضیح‌دهنده شرایط ورشکستگی بانک‌ها بوده و بررسی دقیق روند هر کدام از این متغیرها می‌تواند هشدار دهنده مناسبی برای شرایط بحرانی تلقی شود. به عبارت دیگر، سرمایه مناسب بانک‌ها و مدیریت بهینه دارایی‌ها می‌تواند به عنوان یک ضربه‌گیر در مقابل شوک‌های منفی عمل نماید.

سالاس و سورینا[۳] (۲۰۰۲) رابطه بین وام‌ها و سیکل تجاری را در اسپانیا در دوره‌ی ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۷ بررسی کردند. آن‌ها مشاهده کردند که بانک‌ها در طول دوره‌ی رونق تمایل دارند که فعالیت وام دهی‌شان را جهت افزایش سهم بازاری خود گسترش دهند.

کلیر[۴] (۲۰۰۴) اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر ثبات و عملکرد بانک‌های سنگاپور را مورد بررسی قرار داد. معیارهایی که در این مطالعه ثبات بانک را نشان می‌دهند شامل تغییرات در سودآوری، تغییرات در سرمایه، و تغییرات در نقدینگی می‌شود. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که مهم‌ترین شاخص‌های کلان اقتصادی اثرگذار بر ثبات بانک‌ها تغییرات در نرخ ارز، نرخ بیکاری، نرخ بهره و تقاضای کل می‌باشد.

جاکوب و رینیجر[۵] (۲۰۱۳) به این نتیجه رسیدند که متغیر اقتصادی پیشرو که نسبت وام‌های عملیاتی را تحت تاثیر قرار می‌دهد رشد اقتصادی است و یک رابطه منفی بین نسبت وام‌های غیر عملیاتی و رشد اقتصادی وجود دارد. علاوه بر این، عوامل توضیح دهنده‌ی دیگر تغییر در نسبت وام‌های غیر عملیاتی، نرخ‌های ارز و نرخ بالای وام‌دهی پول‌های خارجی هستند. بر اساس تخمین‌های بک و همکاران[۶] (۲۰۱۳) نیز که عوامل تعیین‌کننده‌ی کلان اقتصادی وام‌های غیر عملیاتی را برای ۷۵ کشور بررسی کردند، رشد GDP واقعی، قیمت‌ها، نرخ ارز و نرخ بهره‌ی وام به طور معناداری بر نسبت وام‌های غیر عملیاتی اثر می‌گذارند.

---

1. Gonzalez- Hermosillo et al (1997)
2. CAMEL Variables
3. Salas and Saurina (2002)
4. Robert Clair (2004)
5. Jakubik and Reininger (2013)
6. Beck et al (2013)

اسکات و ارياس[1] (۲۰۱۱) عملکرد ۵ بانک از بزرگترین بانک‌ها را در آمریکا مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها اثبات کردند که GDP به طور مستقیم سطح سود بخش بانکداری آمریکا را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد. سافیان[2] (۲۰۱۱) بانک‌های تجاری کره را در طول دوره‌ی ۲۰۰۳-۱۹۹۲ بررسی کرد و نتایج رگرسیون خطی حاکی از اثر منفی GDP روی بازدهی دارایی‌ها است اما تاثیر تورم مثبت است. مطالعه‌ی تجربی دیگری توسط دامنا[3] (۲۰۱۱) روی عوامل تعیین‌کننده‌ی سود بانک‌های تجاری اتیوپی با استفاده از داده‌های ۱۰ ساله ۷ بانک پیشرو انجام شد که اثر مثبت GDP، تورم و نرخ بهره را روی سودآوری اثبات نمود.

۲-۲- مطالعات داخلی

در رابطه با تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ثبات بانک‌ها به صورت یک شاخص ترکیبی مطالعه‌ای در ایران صورت نگرفته است. بنابراین در اینجا به مطالعات مربوط به تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر اجزای شاخص استفاده شده در این مطالعه اشاره می‌شود.

حیدری و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی اثر شوک‌های کلان اقتصادی بر روی مطالبات معوق بانک‌ها در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۹ پرداختند. برای این منظور در وهله اول از مدل ARDL استفاده شد اما از آن‌جا که متغیرهای برون‌زای مدل، خود دارای خاصیت درون‌زایی هستند، از مدل VAR نیز استفاده شده است. همچنین به منظور بررسی اثر واکنش مطالبات معوق به شوک‌های اقتصادی، از تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس‌ها به عنوان ابزاری برای تحلیل آزمون تنش استفاده کردند. از آن‌جا که در توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس، متغیرهای رشد اقتصادی بدون نفت، نرخ تورم، نقدینگی و نرخ سود تسهیلات دارای تاثیرات بیشتری بر افزایش نسبت مطالبات معوق بوده‌اند، برای سناریوسازی از تغییرات متغیرهای نامبرده استفاده شده است.

نتایج حاصله نشان می‌دهد که دخالت مستقیم دولت و یا بانک مرکزی در شرایط اقتصادی مانند تغییر در نرخ سود تسهیلات، نقدینگی (به دلیل کسری بودجه) و تورم باعث افزایش مطالبات معوق بانک‌ها می‌شود.

حیدری و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با متغیرهای برون‌زا به بررسی تاثیر شوک‌های کلان اقتصادی بر سود و زیان یکی از بانک‌های خصوصی کشور پرداخته‌اند.

---

1. Scott and Arias (2011)
2. Sufian (2011)
3. Damena (2011)

متغیرهای درون‌زا شامل دو گروه از متغیرهای ترازنامه‌ای و اقتصاد کلان هستند. نتایج حاصل از تخمین مدل با متغیرهای برون‌زا نشان می‌دهد که متغیرهای برون‌زای ترازنامه‌ای مانند وجوه نقد، اقلام زیر خط ترازنامه و شاخص‌های اقتصاد کلان مانند ارزش افزوده بخش‌ها، نرخ تورم و نرخ ارز بازار غیر رسمی، بر سود و زیان بانک‌ها تاثیر می‌گذارند. نتایج حاصل از تابع واکنش آنی بیانگر این است که شوک‌های وارده از سمت سود خالص غیر بهره‌ای موجب تلاطم شدید سود خالص بهره‌ای می‌شود. علاوه بر آن نتایج حاصل از آزمون تنش بیانگر این است که در صورت وقوع رکود اقتصادی، سود خالص بهره‌ای سریع‌تر از سود خالص غیر بهره‌ای تغییر می‌کند.

۳- مبانی نظری

ثبات، عملکرد مناسب و استحکام تمامی اجزای تشکیل دهنده یک سیستم است. تحلیل درست ثبات مستلزم این است که منابع ریسک و عوامل ضربه پذیری سیستم مالی در تمامی بخش‌های مختلف سیستم مالی و اقتصاد واقعی (خانوار، بنگاه‌ها و دولت)، مورد بررسی قرار گیرد. می‌توان سه ستون اصلی برای ثبات بیان کرد:

بررسی‌های احتیاطی کلان اقتصادی: در این روش برای تحلیل ثبات از شاخص‌های کلان سیستم استفاده می‌شود و روند آن‌ها مورد توجه قرار می‌گیرد. در حقیقت بی‌ثباتی مالی و راه‌های انتقال آن از طریق بررسی این شاخص‌ها مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

نظارت و مقررات سیستم مالی: کنترل و نظارت بر سیستم مالی در سطح کلان و خرد در تک تک مؤسسات خدمات مالی جهت اطمینان از اداره و مدیریت صحیح ریسک.

اخلاق مالی و مشروعیت: وجود شفافیت در سیستم مالی به همراه اطلاعات همگن برای تمامی شرکت کنندگان، در ثبات این سیستم نقش مهمی را ایفا می‌کند. عدم شفافیت و وجود اطلاعات نامتقارن در بازار باعث می‌شود که رابطه میان بنگاه‌های اقتصادی در شرایط نامطمئن و مبهم شکل گرفته و در نتیجه بازار مالی دچار عدم ثبات خواهد شد.

در این بخش، نظریه‌های مربوط به عوامل بروز بحران‌ها و در نتیجه عدم ثبات در سیستم‌های اقتصادی ارائه می‌شوند. مبانی نظری در دو بخش ارائه می‌شود. بخش اول مربوط به رویکرد سنتی است که شامل کاربردهای تجربی، توصیفات بر پایه تقاضا و تجزیه و تحلیل مانتاریست‌ها است. در بخش دوم تئوری جدیدتر اطلاعات نامتقارن ارائه می‌شود که تاکید بیشتری روی شرایط ویژه‌ی نهادهای اعتباری دارد.

۳-۱- رویکرد سنتی[1]

تعداد زیادی از تحلیل‌های در برگیرنده بحران، یک رویکرد تجربی را پذیرفته‌اند که بر پایه داده‌های تصادفی و حادثه‌های ضمنی است. یعنی منبع بحران را بر پایه یک کاربرد موردی، شناسایی کرده که اغلب همان رکود دهه ۱۹۷۰ است. نقطه ضعف این دیدگاه آن است که روی بحران‌های واقعی تمرکز کرده و به بحران‌های بالقوه توجهی نشده است. این رویکرد دامنه گسترده‌ای از متغیرها را برای علت بحران شناسایی کرده است.

دو رویکرد کینزین‌ها و مانتاریست‌ها تلاش کرده‌اند که کاستی‌های تئوری تجربی را پوشش دهند. از نظر کینزین‌ها، منشا بحران‌های مالی، کاهش در تقاضا است. این رویکرد روی سیکل‌های تجاری به عنوان عوامل ایجادکننده بحران تمرکز می‌کند و شاخص‌هایی را معرفی می‌کند که همان اجزای تقاضای کل است.

مانتاریست‌ها، از زاویه پولی به اقتصاد نگاه می‌کنند. بنابراین آن‌ها نقطه شروع بحران مالی دهه ۱۹۳۰ را به افزایش نرخ بهره در پایان ۱۹۲۸ توسط فدرال رزرو[2] نسبت می‌دهند. بحران بانکداری ۱۹۳۰ که به عقیده مانتاریست‌ها مکانیسم اصلی انتشار این بحران است، ریشه در پدیده پولی دارد. چون ضریب فزاینده پول به شدت کاهش پیدا کرده بود در غیاب سیاست انبساط پولی، عرضه پول به سرعت کاهش پیدا کرده و منجر به رکود می‌شود. بنابراین مانتاریست‌ها فقط شاخص‌های پولی را معرفی کردند.

تعدادی از مانتاریست‌ها وجود ریسک سیستماتیک مختص بانک‌ها که منجر به شکنندگی آن‌ها می‌شود، را نادیده گرفتند. برای مثال کوفمن (۱۹۸۶) ادعا کرد که بانک‌ها نسبت به موسسات غیر بانکی، ذاتا شکننده نیستند و دلیل شکنندگی آن‌ها پدیده پولی است. نقطه ضعف این رویکرد نیز محدود بودن دامنه بحث فقط به نقش پول است.

۳-۲- مدل‌های اطلاعات نامتقارن

هدف این مدل‌ها آن است که نقایص رویکردهای سنتی را اصلاح کند. این مدل‌ها یک تعریف قاطع از پدیده‌ی بحران مالی ارائه می‌کنند و نسبت به رویکردهای پیشین دامنه گسترده‌تری دارند. در این رویکرد مدیریت ریسک اعتبار همراه با اطلاعات نامتقارن هسته‌ی اصلی فعالیت

---

1. Traditional Approach
2. Federal Reserve

واسطه‌گری بانک‌ها می‌باشد. آن‌ها نسبت به قرض‌گیرندگان دانش کسب می‌کنند و از این نظر نسبت به بازار سهام مزیت دارند.

اطلاعات نامتقارن به دو فرم انتخاب معکوس و خطر اخلاقی ظاهر می‌شود. اقتصاددانانی مانند منکیو[1] (۱۹۸۶) و مشکین[2] (۱۹۹۱) مفهوم اطلاعات نامتقارن را جهت توضیح بحران‌های مالی مطرح کردند. از دید آن‌ها، خطر اخلاقی و انتخاب معکوس بیشتر از یک سطح مشخص منجر به ورشکستگی واسطه‌های مالی می‌شود، زیرا این دو پدیده، اطلاعات بدهکاران را از دید بانک‌ها پنهان می‌کند، که منجر به سهمیه‌بندی اعتبار واقعی می‌شود که به بدهکاران توانا که حتی تمایل دارند شرایط نرخ بهره‌ای که برای نهاده‌های اعتباری سودمند است را پرداخت کنند، آسیب وارد می‌کند. تعریف بحران مالی از نظر مشکین (۱۹۹۱) به صورت زیر است:

"بحران مالی یک شکست در بازارهای مالی است که مشکلات انتخاب معکوس و خطر اخلاقی را بدتر می‌کند، بنابراین بازارهای مالی قادر نخواهند بود سپرده‌ها را به طور کارا به کسانی که فرصت‌های سرمایه‌گذاری بهره‌ورتری دارند اختصاص دهند". مشکین به سه دسته از شاخص‌ها که با شروع بحران‌های مالی متقارن هستند توجه کرده است.

اولین شاخص، عدم توانایی جهت بازپرداخت وام‌ها می‌باشد که مستقیما در چارچوب کار بانک قرار می‌گیرد. دومین شاخص افزایش نرخ بهره واقعی است. نرخ بهره بالا از یک طرف فقط به وسیله‌ی قرض گیرندگان تحمل می‌شود که پروژه‌های سرمایه‌گذاری سودآور دارند که افزایش سودآوری نیز عموما با افزایش ریسک همراه است. از طرف دیگر، هنگامی که بانک‌ها شرایط قرض‌گیری یکسانی برای مشتریان تعیین می‌کنند قابل اعتمادترین مشتریان قربانی می‌شوند. به همین دلیل با افزایش نرخ بهره واقعی تواناترین مشتریان از نظر بازپرداخت از بازار خارج می‌شوند. شاخص سوم، افزایش در فراریت قیمت دارایی‌ها می‌باشد که بیشتر وابسته به ریسک‌های بازار است. تاثیر این امر از طریق وثیقه وام نشان داده می‌شود. وجود این وثیقه خطر اخلاقی و انتخاب معکوس را کاهش می‌دهد. اما کاهش در ارزش این وثیقه (وسیله‌ای که جریمه عدم پرداخت بدهی است)، احتمال عدم بازپرداخت بدهی را افزایش می‌دهد. بنابراین حمایت از بانک در مقابل ریسک‌های اعتباری کاهش پیدا می‌کند.

---

[1]. Mankiw (1986)
[2]. Mishkin (1991)

جدول ۱: رویکردهای اصلی بحران‌های مالی

رویکرد	منبع بحران‌های مالی	مزیت‌های اصلی رویکرد	نقص اصلی رویکرد	شاخص‌های انتخابی
رویکردهای تجربی	منابع شناسایی شده در یک مورد مشخص و عموما همان رکود ۱۹۳۰	سادگی، حادثه‌های ضمنی نزدیک به واقعیت، بازسازی محیط اقتصادی و تاریخی	تمرکز روی بحران‌های مالی واقعی و نادیده گرفتن بررسی بحران‌های بالقوه	دامنه گسترده‌ای از متغیرها
رویکرد کینزین	تقاضای ناکافی جهانی	تاکید روی عوامل سیکلی به عنوان عوامل تعیین کننده اصلی بحران‌های مالی	نادیده گرفتن عوامل غیر سیکلی	تقاضای کل و اجزای آن
رویکرد مانتاریست	عرضه پول ناکافی یا نرخ بهره نامناسب	تاکید روی اهمیت ثبات پولی	نادیده گرفتن عوامل ذاتی شکنندگی بانک‌ها، تعریف بسیار محدود از بحران‌های مالی	نرخ بهره و عرضه پولی، نقدینگی بین بانکی
مدل‌های اطلاعات نامتقارن	مشکلات انتخاب معکوس و خطر اخلاقی که منجر به بدتر شدن توانایی بازپرداخت، افزایش نرخ بهره و فراریت قیمت دارایی‌ها می‌شود.	تعریف قاطع از بحران مالی، پایه‌های نظری مناسب برای فعالیت واسطه‌گری بانک‌ها	تمرکز زیاد روی ریسک‌های اعتبار و بازار، نادیده گرفتن عوامل ایجاد بحران که اطلاعات نامتقارن را بدتر نمی‌کند.	قدرت پرداخت شرکت‌ها، خانوارها و بانک‌ها، نرخ بهره اسمی و واقعی، نرخ تورم، قیمت‌های اوراق قرضه و سهام و نرخ‌های ارز (تحت تاثیر قرار دادن وثیقه‌ها)

۴- شاخص ثبات برای سیستم بانکداری

شاخص ثبات معیاری برای ثبات سیستم بانکداری می‌باشد. مقادیر پایین‌تر این شاخص بیانگر عدم ثبات است. بر پایه تعریف ارائه شده به وسیله بانک فدرال آلمان[1] (۲۰۰۳) ثبات یک حالت ایستاست که سیستم مالی به طورکارا وظایف کلیدی‌اش را از جمله تخصیص منابع، توزیع ریسک و تسویه پرداخت‌ها انجام می‌دهد و حتی در زمان شوک‌ها، دوره‌های تنش و تغییرات ساختاری عمیق، قادر به انجام وظایفش است. حاصل تلاش‌های به عمل آمده در سطح کشورهای مختلف جهان برای دستیابی به مجموعه‌ای از معیارهای کمی، برای ارزیابی ثبات بانک‌ها، واسطه‌های مالی و سایر ارکان نظام مالی را می‌توان در قالب معیارهای کمی معرف کفایت سرمایه، کیفیت دارایی‌ها و ساختار مالی بانک، ثبات و پایداری مدیریت، سودآوری، نقدینگی، حساسیت عملیات نسبت به مخاطره بازار و سایر معیارهای اساسی ارائه کرد. از آن‌جا که در اکثر مطالعات پنج عامل کفایت سرمایه، کیفیت دارایی‌ها و ساختار مالی بانک، ثبات و پایداری مدیریت، سودآوری،

[1]. Deutsche Bundesbank (2003)

نقدینگی در نظر گرفته شده است در این مطالعه نیز از این پنج متغیر به عنوان متغیرهای کمی ثبات بانک‌ها استفاده می‌شود که اطلاعات لازم در مورد هر یک به شرح زیر است:

کفایت سرمایه: کفایت سرمایه و میزان در دسترس بودن آن، عامل اصلی و تعیین‌کننده در تشخیص توانمندی بانک‌ها و واسطه‌های مالی در رویارویی با نوسان‌ها و ناملایمات اثرگذار بر اقلام ترازنامه، به شمار می‌رود. بنابراین توجه به نسبت‌های کفایت سرمایه که انواع مختلف مخاطرات مالی با اهمیت را در بر می‌گیرد، کاملا سودمند است. ارزیابی میزان ذخیره در نظرگرفته شده برای مطالبات مشکوک الوصول به کل مطالبات بسیار حائز اهمیت است و در فرآیند ارزیابی کفایت سرمایه هر بانک نقشی اساسی دارد که در این مطالعه از این شاخص استفاده می‌شود.

کیفیت دارایی و ساختار مالی بانک: اعتمادپذیری نسبت‌های محاسبه شده در ارتباط با کفایت سرمایه تا اندازه‌ای تابعی از میزان اعتبار مشخصه‌های مربوط به کیفیت دارایی‌ها و ساختار مالی بانک است. در حقیقت در بسیاری از موارد، پدیدار شدن مخاطرات مربوط به ناتوانی هر بانک یا واسطه مالی در بازپرداخت به موقع تعهدات، در کاهش ارزش دارایی‌های آن ریشه دارد؛ از این رو نظارت بر معیارهای کمی معرف کیفیت دارایی و ساختار مالی بانک بسیار مهم جلوه می‌کند. گروهی از صاحبنظران بر این باورند که توجه به نسبت‌های اهرمی که از تقسیم دارایی‌های بانک به حقوق صاحبان سهام آن بدست می‌آید می‌تواند گویای موازنه موجود نرخ رشد دارایی‌ها در مقایسه با نرخ رشد سرمایه باشد.

ثبات و پایداری مدیریت: ثبات و پایداری مدیریت را باید به عنوان اساسی‌ترین متغیر مؤثر بر عملکرد بانک در نظر گرفت. حقیقت آن است که توانمندی هیئت مدیره و مدیر عامل بانک در شناسایی، اندازه‌گیری، نظارت و کنترل بر مخاطرات عملیات بانک، ایجاد کارایی در عملیات و همچنین رعایت قوانین و مقررات حاکم بر نظام بانکی، می‌تواند ضمن جلب اعتماد عمومی به بانک، متضمن تداوم فعالیت و بقای آن نیز باشد. در راستای ارزیابی ثبات و پایداری مدیریت بانک معیارهای کمی متعددی تدوین و ارائه شده است که از میان این نسبت‌ها می‌توان به نسبت کل هزینه‌های بانک به کل درآمدهای بانک اشاره کرد.

سودآوری: از متداول‌ترین نسبت‌هایی که در زمینه سنجش سودآوری بانک مورد استفاده قرار می‌گیرد بازده دارایی‌ها (نسبت سود خالص به دارایی‌های بانک) است. دستیابی به تصویری روشن از میزان پایداری و دوام سودآوری بانک و دامنه مخاطرات مؤثر بر آن مستلزم تامل در منابع ایجاد

سود؛ مانند درآمد تسهیلات اعطایی و ... است که در این مطالعه از نسبت درآمد تسهیلات اعطایی به کل درآمدهای بانک استفاده می‌شود.

نقدینگی: افزون بر موارد مطرح شده، اعمال نظارت بر نقدینگی بانک نیز بسیار حائز اهمیت است؛ زیرا سطح نقدینگی بانک بر توانمندی آن در مواجه با ناملایمات اقتصادی و مالی، اثر قابل ملاحظه‌ای دارد. بر همین اساس ادعا شده است که یکی از حساس‌ترین ابعادی که بر ثبات بانک‌ها اثر زیادی دارد، توانمندی آن‌ها در بازپرداخت به هنگام تعهدات و بدهی‌های کوتاه‌مدت است. در این مطالعه از نسبت تسهیلات اعطایی به کل سپرده‌های بانک برای این هدف استفاده می‌شود.

برای بدست آوردن یک شاخص ترکیبی برای ثبات بانک‌ها، میانگین وزنی شاخص‌های بالا استفاده می‌شود. برای محاسبه وزن هر کدام از متغیرها، ابتدا با استفاده از مدل لاجیت، رگرسیون را تخمین زده، و سپس با استفاده از ضرایب، وزن هر کدام از متغیرها تعیین می‌شود.

مدل لاجیت، زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد که متغیر وابسته قابل مشاهده نباشد. متغیر وابسته، ثبات داشتن یا عدم ثبات بانک است که متناظر با عدد صفر و یک است. این متغیر با stability نشان داده می‌شود. از آن‌جا که بانک‌ها بخش عمده‌ای از سپرده‌های مشتریان را به صورت تسهیلات اعطا می‌کنند، در صورت عدم بازپرداخت به موقع تسهیلات، بانک‌ها با کاهش ناگهانی منابع مواجه می‌شوند که ممکن است به ورشکستگی آن‌ها بیانجامد. در صورتی که مطالبات بانکی از یک حد مشخص بالاتر رود، خطر ورشکستگی آن بانک وجود دارد. به بیان دیگر، اگر بانکی بیش از یک پنجم یا به عبارتی ۲۰ درصد طلب خود را وصول نکند، با خطر ورشکستگی مواجه می‌شود[1]. ریسک ورشکستگی بانک‌ها در دنیا، صفر شدن درصد کفایت سرمایه آن‌ها است و اگر بانکی به این نقطه برسد، باید از محل‌های دیگر سرمایه خود را تامین کند که همین امر موجب ورشکستگی می‌شود. به دلیل اینکه نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها بین ۸ تا ۱۰ درصد است، اگر میزان مطالبات وصول بانک‌ها بیش از هفت درصد کفایت سرمایه برسد، خطر ورشکستگی آن‌ها به وجود می‌آید. بنابراین، اگر میزان مطالبات معوق بانک‌ها بیشتر از ۲۰ درصد کل تسهیلات باشد، متغیر وابسته مقدار واحد و در غیر این صورت مقدار صفر را اختیار می‌کند.

برای ارزشیابی بانک، ازتابع لاجستیک استفاده می‌شود که به وسیله مدل لاجیت با رویکرد پانل تخمین زده می‌شود[2]:

---

[1]. روزنامه دنیای اقتصاد، شماره ۱۹۴۸

[2]. Jahn, N. K, Thomas (2012)

$$p(y_{it}=1)=\frac{e^{\alpha+\beta X_{i,t}}}{1+e^{\alpha+\beta X_{i,t}}}$$

$p(y_{it}=1)$ احتمال اینکه بانک i در سال t دچار آشفتگی باشد. $x_{i,t}$ متغیرهای توضیحی مدل برای بانک i در دوره t هستند.

متغیرهایی که در سمت راست رابطه به عنوان متغیرهای توضیحی قرار می‌گیرند شامل ۵ شاخص از ۵ طبقه‌بندی CAMEL هستند که عبارتند از:

NPA: نسبت سود خالص به دارایی‌ها (سودآوری)

LD: نسبت تسهیلات اعطایی به سپرده‌ها (نقدینگی)

CR: نسبت کل هزینه‌ها به کل درآمدها (ثبات و پایداری مدیریت)

DL: ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به کل مطالبات (کفایت سرمایه)

AE: نسبت دارایی‌ها به حقوق صاحبان سهام (کیفیت دارایی و ساختار مالی بانک‌ها)

۵- ساختار داده‌ها

با استفاده از اطلاعات سالانه یک نمونه ۱۷ تایی[1] از بانک‌های ایران طی دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱، به بررسی متغیرهای اثرگذار بر ثبات بانک‌ها با استفاده از اثرات ثابت داده‌های پانل پرداخته شده است. متغیر درون‌زای مدل، شاخص ثبات سیستم بانکداری ایران است که از ترکیب وزنی ۴ شاخص کیفیت سرمایه، سودآوری، نقدینگی و ثبات مدیریت حاصل شد. جهت جمع‌آوری اطلاعات مربوط به این متغیرها از ترازنامه بانک‌ها که در کتابخانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران موجود می‌باشد، استفاده شده است. متغیرهای برون‌زای مدل شامل، متغیرهای کلان اقتصادی و اندازه بانک است.

متغیرهای کلان اقتصادی: طبق مطالعات صورت گرفته، عوامل کلیدی کلان اقتصادی اثرگذار بر ثبات بانک‌ها عمدتا تولید ناخالص داخلی با نفت، نرخ بهره و نرخ تورم معرفی می‌شوند. توانایی بنگاه‌ها و خانوارها جهت پرداخت بدهی‌شان، ثبات بانک‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد؛ که توانایی آن‌ها تحت تاثیر رشد درآمد، نرخ‌های بهره و نرخ تورم می‌باشد. رشد درآمد و محصول می‌تواند توانایی بنگاه‌ها و خانوارها را جهت بازپرداخت تعهداتشان افزایش دهد. اما در

[1]. اقتصاد نوین، پارسیان، مهر ایران، سرمایه، پاسارگاد، پست بانک، تجارت، توسعه صادرات، سامان، رفاه، سپه، سینا، صنعت و معدن، کارآفرین، کشاورزی، مسکن و ملی.

افق‌های زمانی بلندتر این روابط کمتر مشخص می‌باشد و حتی می‌تواند جهت عکس شود. یعنی رشد درآمد منجر به وام دهی بیش ازحد شده و شکنندگی بانک را افزایش دهد. اطلاعات مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی، از سایت بانک مرکزی گرفته شده است.

جهت قوت بخشیدن به نتایج، شاخص هرفیندال- هیرشمن[1] نیز برای اندازه‌گیری تمرکز به عنوان یک متغیر برون‌زا وارد مدل می‌شود.

جدول ۲: معرفی متغیرها

متغیر	توصیف
NPA	نسبت سود خالص به دارایی‌ها
LD	نسبت تسهیلات اعطایی به سپرده‌ها
CR	نسبت کل هزینه‌ها به کل درآمدها
DL	ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به کل مطالبات
AE	نسبت دارایی‌ها به حقوق صاحبان سهام
HHI	شاخص هرفیندال-هیرشمن
GGO	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی
IR	نرخ تورم
Interestr	نرخ بهره

۶- برآورد مدل

۶-۱- برآورد یک مدل رگرسیون لاجستیک

متغیر وابسته روی تمام متغیرهای توضیحی، رگرس می‌شود. خروجی نهایی این مدل در جدول شماره ۳ مشاهده می‌گردد. جهت مقایسه ضرایب، مقادیر استاندارد شده هر متغیر محاسبه شده است. این مدل شامل ۵ متغیر توضیحی می‌باشد که ضریب مربوط به نسبت دارایی به حقوق صاحبان سهم اختلاف معنی‌داری با صفر نداشته و در نتیجه، از نظر آماری، این متغیر دارای ضریب صفر است. بنابراین برای تعیین وزن هر کدام از متغیرها، این متغیر از مدل نهایی حذف شده است.

[1]. این شاخص مجموع مربعات سهم ۳ بانک برتر در صنعت بانکداری است. سهم هر بانک بر اساس دارایی‌های آن‌ها محاسبه شده است. این شاخص بیانگر تمرکز در صنعت بانکداری است و هدف از بررسی اثر آن این است که آیا اگر صنعت بانکداری متمرکزتر باشد (یعنی عمده‌ی دارایی‌ها در اختیار سه بانک باشد)، بر ثبات بانک‌ها موثر است یا نه. در واقع می‌توان گفت هدف بررسی تاثیر شرایط رقابتی و انحصاری بر ثبات است زیرا هر چه صنعت بانکداری متمرکز باشد یعنی از فضای رقابتی دورتر است.

جدول ۳: خروجی نهایی مدل رگرسیون لاجیت

متغیر وابسته	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	prob
C	-۰/۸۸	۰/۲۹	-۲/۹۷	۰/۰۰۲
NPA1	-۲/۲۸	۱/۰۳	-۲/۲۱	۰/۰۲۷
DL1	۱/۶۳	۰/۳۶	۴/۴۵	۰/۰۰۰
LD1	-۰/۵۸	۰/۳۱	-۱/۸۶	۰/۰۶۲
CR1	۱/۸۴	۰/۷۷	۲/۳۶	۰/۰۱۷
AE1	-۰/۰۶۷	۰/۳۱	-۰/۲۱	۰/۸۲
آماره LR	۳۷/۴۳			
	۰/۰			
	-۴۹/۱۳			

با توجه به جدول ۳، دو متغیر نسبت سود خالص به دارایی (NPA1) و نسبت تسهیلات به سپرده‌ها (LD1) دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار و شاخص‌های نسبت هزینه خالص به درآمد (CR1) و نسبت مطالبات مشکوک الوصول به کل تسهیلات (DL1) دارای تاثیر منفی بر ثبات بانک‌ها هستند. تاثیر سودآوری بر متغیر وابسته بیشتر از سایر متغیرها است[1].

۶-۲- آزمون نیکویی برازش

جهت آزمون نیکویی برازش، از آزمون نیکویی برازش هاسمر- لمشوف[2] استفاده می‌شود. ایده‌ی اصلی این آزمون، آن است که مقادیر برازش شده مورد انتظار را با مقادیر واقعی هر گروه مقایسه می‌نماید و اگر اختلافات بزرگ باشد، مدل را رد می‌کند، چرا که برازش نامناسبی برای داده‌ها فراهم می‌کند. این آزمون با آماره مربع کای با درجه آزادی ۸ سنجیده می‌شود، که مقادیر کوچکتر این آزمون (مقادیر سطح اهمیت بیشتر) که غالبا ۵ درصد در نظر گرفته می‌شود، نشان‌دهنده قابل قبول بودن مدل نهایی است. آزمون هاسمر- لمشوف، مشاهدات را بر پایه پیش‌بینی احتمال اینکه Y=1 باشد، گروه‌بندی می‌کند.

---

[1]. نتایج جدول، مربوط به تاثیر متغیرها در حالت شکنندگی است زیرا در تابع لاجستیک در صورت خطر ورشکستگی متغیر مجازی ۱ و در غیر این صورت صفر است. در واقع ضرایب موجود در جدول مربوط به تاثیر متغیرها بر عدم ثبات است. بنابراین برای بررسی تاثیر بر ثبات بانک‌ها، علامت‌ها در یک منفی ضرب می‌شوند.

[2]. Hosmer-Lemeshow Test

جدول ۴: خروجی نهایی آزمون نیکویی برازش

آزمون نیکویی برازش	
تعداد مشاهدات	۱۰۲
مقدار آماره هاسمر- لمشوف	۱۲/۲۹
Prob>chi2	۰/۱۳

مقدار آماره هاسمر- لمشوف (۱۲/۲۹) از ۱۶ کوچکتر است، بنابراین در سطح اهمیت ۰/۰۵ این آزمون، نیکویی مدل برازش شده را تایید می‌کند.

برای بررسی نیکویی برازش از آماره LR نیز استفاده می‌شود. این معیار مانند آماره F در رگرسیون معمولی عمل می‌کند. مقدار χ^2 مربوط به این آماره با درجه آزادی ۵ برابر ۳۷ است و احتمال مربوط به آن صفر است. بنابراین، فرض عدم معناداری مدل رد می‌شود و مدل معنادار و قابل تکیه است. معیار دیگری که برای ارزیابی به کار می‌رود لگاریتم راست‌نمایی[1] است. مقدار این آماره منفی است و هر چه قدر مطلق آن بیشتر باشد، حاکی از مناسب بودن مدل است. مقدار بدست آمده برای این مدل ۴۹- و بیش از ۱۶ می‌باشد، بنابراین، بر این اساس نیز مدل معنادار و قابل اعتماد است.

۶-۳- تعیین وزن اجزای شاخص ثبات

از آن‌جا که مقادیر متغیرها به صورت استاندارد شده محاسبه شده‌اند، بنابراین ضرایب آن‌ها قابل محاسبه بوده و مقادیر بزرگتر، بیان‌گر تاثیر بیشتر بر ثبات بانک‌ها است. از این رو جهت تعیین وزن هرکدام از ۴ متغیر کیفیت سرمایه، ثبات و پایداری مدیریت، سودآوری و نقدینگی در ساخت شاخص ثبات، از ضرایب این متغیرها استفاده می‌شود. بنابراین برای محاسبه شاخص ثبات، از میانگین وزنی ۴ شاخص بالا با وزنی برابر ضرایب آن‌ها در مدل لاجیت استفاده می‌شود. شاخص ثبات با stable نشان داده می‌شود:

$$stable = \frac{\alpha_1 NPA1 + \alpha_2 ld1 + \alpha_3 dl1 + \alpha_3 cr1}{\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4}$$

α_i ضرایب مربوط به ۴ شاخص در مدل لاجیت است که در این‌جا به عنوان وزن در نظر گرفته شده‌اند. در این شاخص دو متغیر نسبت هزینه کل به درآمد و نسبت مطالبات مشکوک الوصول به

[1]. Log Likelihood

کل مطالبات طبق برآورد مدل دارای تاثیر منفی بر ثبات بانک‌ها هستند بنابراین با وزن منفی و نسبت سودآوری و نقدینگی که دارای تاثیر مثبت هستند با ضریب مثبت در محاسبه شاخص وارد می‌شوند.

۷- روش شناسی

برای تعیین نوع مدل مورد استفاده در داده‌های ترکیبی از آزمون‌های مختلفی استفاده می‌شود. آزمون F برای به کارگیری مدل pool در برابر مدل اثر ثابت انجام می‌شود. فرضیات این آزمون به صورت زیر است:

H_0: Pooled Model
H_1: Fixed Effect Model

فرضیه اول بر اساس مقادیر مقید و فرضیه مقابل آن بر اساس مقادیر غیر مقید می‌باشد. این آماره دارای توزیع F با $N-1$ و $NT-N-K$ درجه آزادی است.

رایج‌ترین آزمون برای تعیین نوع مدل داده‌های ترکیبی آزمون هاسمن[1] است. در صورت پذیرفته شدن (رد H_0) H_1 از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود. تحت فرضیه H_0، اثرات ثابت و اثرات تصادفی هر دو سازگار هستند ولی روش اثرات ثابت ناکارا است.

چنان‌چه واریانس اثرات مقطعی در مدل اثر تصادفی ناچیز باشد، می‌توان از روش ترکیب کل داده‌ها و تخمین حداقل مربعات معمولی (pool) برای برآورد روابط بین متغیرها استفاده کرد. بر این اساس برای تعیین مدل اثر تصادفی در مقابل مدل pool، از آزمون LM بروش پاگان[2] استفاده می‌شود. فرضیات این آزمون به صورت زیر است:

$$H_0: \sigma_\alpha^2 = 0 \rightarrow pool$$
$$H_1: \sigma_\alpha^2 > 0 \rightarrow Random\ effect$$

که در این فرضیات σ_α^2 نشان دهنده واریانس اثر مقطعی مدل برآورد شده از طریق اثر تصادفی است.

---

1. Hausman
2. Breusch-Pagan LM Test

۸- تصریح مدل

مدل تصریح شده برای شاخص ثبات بانک‌ها به صورت زیر می‌باشد:

$$stable_{it} = \alpha_{01} + \beta_{01} HHI_{it} + \beta_{11} interestr_{it} + \beta_{21} I\ R_{it} + \beta_{31} ggo_{it} + \varepsilon_{it}$$

i بیانگر بانک و t بیانگر سال می‌باشد.

stable: شاخص ثبات بانک‌ها

HHI: شاخص هرفیندال- هیرشمن

I R: نرخ تورم

ggo: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با درآمد نفت

I nterestR: نرخ بهره

۸-۱- برآورد معادلات و تحلیل نتایج

جهت برآورد معادله، آزمون‌های F، هاسمن و واریانس ناهمسانی انجام می‌شود.

مقدار F محاسبه شده ۲۰/۹۵ و F جدول با درجه آزادی ۱۶ و ۶۴ برابر ۱/۸۴ می‌باشد. لذا، مقدار F محاسبه شده از F جدول بزرگتر است. بنابراین فرضیه H_0 رد شده و در نتیجه می‌توان از روش پانل جهت برآورد استفاده نمود.

به منظور انتخاب بین اثر ثابت و اثر تصادفی در داده‌ها از آماره هاسمن استفاده می‌شود. آماره محاسبه شده از این آزمون ۱۸/۷۵ می‌باشد. با توجه به این‌که مقدار آماره چی دو با درجه آزادی ۴ برابر ۹/۴۸ می‌باشد (در سطح معنی‌داری ۵ درصد)، لذا مقدار محاسبه شده از مقدار چی دو در جدول بزرگتر است. بنابراین فرضیه H_0 رد می‌شود. لذا، اثرات تصادفی ناسازگار است و باید جهت برآورد از روش اثرات ثابت استفاده شود.

آزمون واریانس ناهمسانی نیز به منظور تخمین‌های صحیح انجام می‌شود. از آن‌جا که آزمون‌های F و هاسمن استفاده از روش اثرات ثابت را تایید کرده‌اند بنابراین برای آزمون واریانس ناهمسانی از LR استفاده شده است. مقدار آماره محاسبه شده ۹۸/۶۵ می‌باشد. آماره X^2_{16} (در سطح معنی‌داری ۵ درصد) برابر ۵/۱۴ می‌باشد. از آن‌جا که چی دو محاسبه شده بزرگتر از چی دو جدول است، لذا واریانس ناهمسانی وجود دارد و می‌بایست از روش GLS جهت برآورد استفاده

کرد. بنابراین برای برآورد معادله روش حداقل مربعات تعمیم یافته با اثرات ثابت تایید می‌شود که نتایج آن در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵: خروجی نهایی روش GLS با اثرات ثابت

متغیر وابسته: Stable	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	prob
C	۰/۰۹۳	۰/۰۹۸	۵/۳۹	۰/۰۰۰
IR	−۰/۰۷۳	۰/۰۰۲۳	−۴/۲۷۸	۰/۰۰۰
Interstr	۰/۰۹۷	۰/۰۳۲	۵/۰۵۶	۰/۰۰۰
Ggo	−۰/۲۵	۰/۰۱۴	−۵/۱۶	۰/۰۰۰
Hhi	۰/۰۲۴	۰/۰۰۰۰	۰/۶۰۴۴	۰/۵۳۱
	۰/۸۴			
	۱/۸۹			
	۱۶/۷۱			
	۰/۷۸			
	۱/۵۳			

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاکی از آن است که نرخ تورم در دوره مورد بررسی تاثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص ثبات بانک‌ها داشته، یعنی با افزایش نرخ تورم، انتظار می‌رود شکنندگی بانک‌ها افزایش یابد. ثبات بانک‌ها تحت تاثیر توانایی افراد جهت بازپرداخت وام‌هایشان است. از آن‌جا که با افزایش نرخ تورم توانایی خانوارها کاهش پیدا می‌کند، در نتیجه انتظار بر آن است که ثبات بانک‌ها را کاهش دهد.

متغیر نرخ بهره (Interestr) دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر ثبات بانک‌ها است. نرخ‌های بهره در حال افزایش، درآمد بانک‌ها را افزایش می‌دهد در نتیجه ثبات بانک‌ها را نیز می‌تواند افزایش دهد. متغیر رشد تولید ناخالص داخلی (ggo) به عنوان متغیر دیگر کلان اقتصادی دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر ثبات بانک‌ها است. اگر چه انتظار بر آن است که با افزایش درآمد، ثبات بانک‌ها افزایش پیدا کند اما این تاثیر می‌تواند برعکس نیز شود. اثر منفی رشد GDP را باید در اجزای شاخص ترکیبی ثبات جستجو کرد.

شاخص ثبات، ترکیبی از چهار شاخص، نسبت سودآوری (NPA)، نسبت نقدینگی (LD)، نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به کل مطالبات (DL) و نسبت هزینه بانک به درآمد (CR)

است که دو شاخص اول با ضریب مثبت و دو شاخص دوم با ضریب منفی وارد شده‌اند. بر اساس جدول ۶، ضریب همبستگی بین رشد GDP و DL منفی است زیرا با افزایش GDP، توانایی خانوارها و بنگاه‌ها برای بازپرداخت بدهی‌شان افزایش پیدا می‌کند در نتیجه مطالبات مشکوک‌الوصول بانک‌ها کاهش پیدا کرده و این خود عاملی در جهت افزایش ثبات بانک‌ها است. ضریب همبستگی بین رشد GDP و CR نیز منفی است یعنی با افزایش رشد GDP، نسبت هزینه به درآمد بانک‌ها کاهش پیدا می‌کند که مطابق با انتظارات نیز است. پس می‌توان گفت با افزایش رشد GDP، از کانال نسبت هزینه به درآمد، ثبات بانک‌ها افزایش پیدا می‌کند. متغیر دیگر، نسبت نقدینگی است که با رشد GDP، همبستگی مثبت دارد. زیرا افزایش تولید باعث افزایش اعتماد در بازارها شده و در نتیجه بانک‌ها اعطای وام‌ها را از سر می‌گیرند و از طرف دیگر تقاضای سرمایه‌گذاران در شرایط رونق برای وام افزایش پیدا می‌کند. در نتیجه هر دو این عوامل باعث می‌شود نسبت نقدینگی در بانک‌ها که باعث افزایش ثبات می‌شود افزایش پیدا کند. ضریب همبستگی رشد GDP و سودآوری بانک‌ها منفی است یعنی با افزایش رشد GDP، سودآوری بانک‌ها کمتر می‌شود. شاید دلیل این امر آن باشد که بخش قابل توجهی از منابع بانکی به فعالیت‌های غیر مولد و زیر زمینی هدایت می‌شود و در چرخه رسمی فعالیت‌های اقتصادی کشور قرار نمی‌گیرد و این مهم در شرایط تورمی اقتصاد نیز افزایش می‌یابد. از آن‌جا که در شاخص ترکیبی ثبات با توجه به نتایج تخمین مدل لاجیت، وزن شاخص سودآوری (۲/۲۸) با ضریب مثبت بالاتر از سه شاخص دیگر است، در نتیجه اثر منفی رشد GDP روی شاخص ثبات سیستم بانکداری، را باید در ضریب همبستگی منفی بین رشد GDP و سودآوری بانک‌ها پیدا نمود.

جدول ۶: ضرایب همبستگی

	GGO	NPA	LD	DL	CR
GGO	۱	−۰/۰۱۵	۰/۰۲۷	−۰/۱۵	−۰/۰۱۸
NPA	۰/۰۲۷	۱	−۰/۲۴	−۰/۴۴	−۰/۸۳
LD	۰/۰۲۷	−۰/۲۴	۱	۰/۱۹	۰/۱۸
DL	−۰/۱۵	−۰/۴۴	−۰/۱۹	۱	۰/۴۸
CR	−۰/۰۱۸	−۰/۸۳	۰/۱۸	۰/۴۸	۱

اثر شاخص هرفیندال–هیرشمن، نیز برای بررسی تاثیر تمرکز در صنعت بانکداری بر شاخص ثبات سنجیده شده است. اگرچه این تاثیر مثبت است یعنی هرچه تمرکز بیشتر باشد سیستم بانکداری،

کمتر در معرض شکنندگی قرار می‌گیرد اما این تاثیر از نظر آماری معنی‌دار نیست. علامت مثبت مطابق انتظارات است.

۹- نتیجه‌گیری

ثبات یک حالت ایستاست که سیستم مالی به طور کارا، وظایف کلیدی‌اش را از جمله تخصیص منابع، توزیع ریسک و تسویه پرداخت‌ها انجام می‌دهد. انتظار می‌رود ثبات نظام مالی و به تبع آن نظام بانکی در هر کشور تا اندازه زیادی تابع فعالیت‌های کلان اقتصادی و توسعه و تکامل اقتصادی باشد. به همین دلیل در این مطالعه به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی نرخ تورم، رشد تولید ناخالص و نرخ بهره بر ثبات بانک‌ها پرداخته شده است. برای ارزیابی ثبات بانک‌ها، واسطه‌های مالی و سایر ارکان نظام مالی، معیارهای کمی که معرف کفایت سرمایه، کیفیت دارایی‌ها و ساختار مالی بانک، ثبات و پایداری مدیریت، سودآوری، نقدینگی، و حساسیت عملیات نسبت به مخاطره بازار هستند ارائه شده است.

در این مطالعه برای بدست آوردن یک شاخص ترکیبی برای ثبات بانک‌ها (شاخص ثبات)، میانگین وزنی متغیرهای نسبت هزینه به کل درآمد، مطالبات مشکوک الوصول به کل مطالبات، نسبت سود خالص به کل دارایی و نسبت تسهیلات به سپرده‌ها محاسبه می‌شود. برای محاسبه وزن هرکدام از متغیرها در ساخت شاخص ترکیبی، ابتدا با استفاده از مدل لاجیت، رگرسیون را تخمین زده، و سپس با استفاده از ضرایب، وزن هرکدام از متغیرها تعیین می‌شود و در نهایت، با استفاده از آزمون‌های پانل، اثر متغیرهای کلان روی شاخص ثبات سنجیده می‌شود.

نتایج حاکی از آن است که نرخ تورم در دوره مورد بررسی تاثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص ثبات بانک‌ها داشته است. از آن‌جا که با افزایش نرخ تورم توانایی خانوارها کاهش پیدا می‌کند، در نتیجه انتظار بر آن است که ثبات بانک‌ها را کاهش دهد.

متغیر نرخ بهره دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر ثبات بانک‌ها است. نرخ‌های بهره در حال افزایش، درآمد بانک‌ها را افزایش می‌دهد در نتیجه ثبات بانک‌ها را نیز می‌تواند افزایش دهد.

متغیر رشد تولید ناخالص داخلی (ggo) به عنوان متغیر دیگر کلان اقتصادی دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر ثبات بانک‌ها است. دلیل تاثیر منفی رشد روی ثبات بانک‌ها به دلیل همبستگی منفی رشد و سود بانک‌ها است. چون سود یکی از اجزای شاخص ثبات با بالاترین وزن و با ضریب مثبت است بنابراین اگر رشد تولید افزایش پیدا کند سود کاهش پیدا کرده و در نتیجه ثبات

کاهش پیدا می‌کند. اثر شاخص هرفیندال-هیرشمن، نیز برای بررسی تاثیر تمرکز در صنعت بانکداری بر شاخص ثبات سنجیده شده است. اگرچه این تاثیر مثبت است یعنی هرچه تمرکز بیشتر باشد سیستم بانکداری، کمتر در معرض شکنندگی قرار می‌گیرد اما این تاثیر از نظر آماری معنی‌دار نیست. علامت مثبت مطابق انتظارات است.

در این تحقیق به علت محدودیت داده‌های در دسترس، امکان بررسی تاثیر شوک‌ها بر ثبات بانک‌ها وجود نداشته است، در حالی که هدف اصلی عمده‌ی تحقیقات انجام شده در خارج از کشور بر تاب‌آوری بانک‌ها که در واقع ارتباط مفهومی نزدیکی با ثبات دارد متمرکز شده است. تاب‌آوری بدون شوک نیز مفهوم پیدا نمی‌کند. بررسی شوک‌ها از طریق آزمون استرس که در سال‌های اخیر محور بسیاری از مطالعات در حوزه‌ی بانکداری بوده است، نیازمند به داده‌های با دوره‌ی زمانی کوتاه‌تر می‌باشد. به علت محدودیت دسترسی به داده‌های فصلی بانک‌ها، امکان بررسی این موضوع وجود نداشته است.

منابع

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. ایزدی نیا، ناصر. و علینقیان، نسرین (۱۳۹۰). "شناسایی عوامل مؤثر بر سود تقسیمی با به کارگیری مدل لاجیت". مجله پژوهش‌های حسابداری مالی **۳**(۱(شماره پیاپی(۷)).

۲. ثقفی، علی. و سیف، ولی الله (۱۳۸۴). "شناسایی و اندازه‌گیری نسبت‌های مالی و متغیرهای اقتصادی بنیادی مؤثر بر سلامت و ثبات نظام بانکی در ایران". پژوهشنامه اقتصادی **۵**(۲(شماره پیاپی ۱۷)): ۱۱۲-۶۵.

۳. حیدری، زهرا. زواریان، زهرا. و نوربخش، ایمان (۱۳۸۹). "بررسی اثر شاخص‌های کلان اقتصادی بر مطالبات معوق بانک‌ها". فصلنامه پول و اقتصاد **۲**(۴): ۲۲۰-۱۹۱.

۴. حیدری، هادی. و احمدیان، اعظم (۱۳۹۱). "تاثیر شرایط اقتصاد کلان بر سود و زیان بانک‌ها (مطالعه موردی یکی از بانک‌های خصوصی کشور)". پژوهش‌های پولی-بانکی **٤**(۱۲): ۱۰۰-۷۱.

۵. شجری، پرستو. و محبی‌خواه، بیتا (۱۳۸۹). "پیش‌بینی بحران‌های بانکی و تراز پرداخت‌ها با استفاده از روش علامت دهی KLR (مطالعه موردی: ایران)". فصلنامه پول و اقتصاد **۲**(۴): ۱۱۵-۱۵۲.

۶. شجری، پرستو (۱۳۸۹). "بانکداری اسلامی و ثبات مالی". تازه‌های اقتصاد **۸**(۱۲۸): ۸۶-۷۹.

۷. کشاورز حداد، غلامرضا. و آیتی گازار، حسین (۱۳۸۶). "مقایسه‌ی کارکرد مدل لاجیت و روش درخت‌های طبقه‌بندی و رگرسیونی در فرآیند اعتبار سنجی متقاضیان حقیقی برای استفاده از تسهیلات بانکی". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی **۷**(۴): ۹۷-۷۱.

۸. مشیری، سعید. و ناد علی، محمد (۱۳۸۹). "شناسایی بحران‌های بانکی در اقتصاد ایران". سیاست‌های اقتصادی **۷۸**(۱): ۸۸-۵۹.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Rose, A. and Krausmann, E (2013). "An Economic Framework for the Development of A Resilience Index for Business Recovery". International Journal of Disaster Risk Reduction **5**(2013): 73–83.
2. Baltagi, B. H. (2000). *Econometric Analysis of Panel Data* (2nd ed.), New York, John Wiley & Sons.
3. Jahn, N. and Kick, T. (2012). "Determinants of Banking System Stability: A Macro-Prudential Analysis". Semantic Scholar.

4. Beck, R. Jakubík, P. and Piloiu, A. (2013). "Nonperforming Loans: What Matters in Addition to the Economic Cycle?". European Central Bank. Working Paper No. 1515.
5. Calomiris C., Orphanides, A. and Sharpe, S. (1997). "Leverage as a State Variable for Employment, Inventory Accumulation and Fixed Investment". In F Capie and G Woods (eds), *Asset Prices and the Real Economy*, Macmillan Press, London, pp 169.193.
6. Clair, R. (2004). "Macroeconomic Determinants Of Banking Financial Performance And Resilience in Singapore". Monetary Authority of Singapore.
7. Damena, B. H. (2011). Determinants of commercial banks profitability: an empirical study on Ethiopian Commercial banks. Addis Ababa University, Department of Accounting and Finance. Retrieved from etd. aau.edu.et/dspace/bitstream/.../1/Belayneh%20Hailegeorgis.pdf.
8. Demirgüç-Kunt, A. and Detragiache, E. (1998). "The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries". IMF Staff Papers **45**(1): 81 –109.
9. Deutsche Bundesbank (2003). *"Report on the stability of the German financial system."* Monthly Report. December.
10. Diamond, D. (1991). "Monitoring and Reputation: The Choice Between Bank Loans and Directly Placed Debt". Journal of Political Economy **44**(4): 689-721.
11. Filosa, R. (2007). "Stress Testing of the Stability of the Italian Banking System: a VAR Approach". Heterogeneity and Monetary Policy 0703: 1-46.
12. González-Hermosillo, B. Pazarbaşioğlu, C. and Billings, R. (1997). "Determinants of Banking System Fragility: A Case Study of Mexico". IMF Staff Papers **44**(3): 295-314.
13. Hardy, D. and Pazarbaşıoğlu, C. (1998). "Leading Indicators of Banking Crisis: Was Asia Different?". IMF Working Papers 91.
14. Jakubík, P. and Reininger, Th. (2013). "Determinants of Nonperforming Loans in Central, Eastern and Southeastern Europe". Focus on European Economic Integration. Oesterreichische Nationalbank (Austrian Central Bank) 3: 48-66.
15. Kaufman, G. (1998). "Central Banks, Asset Bubbles and Financial Stability". Federal Reserve Bank of Chicago Working Papers Series WP98/12.
16. Kaufman, H. (1986). "Debt: the Threat to Financial Stability, in Debt, Financial Stability, and Public Policy". Kansas City, Federal Reserve Bank of Kansas City.

17. Lowe, P. and Rohling, T. (1993). "Agency Costs, Balance Sheets and the Business Cycle". Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper No 9311.
18. Mankiw, N. G. (1986). "The Allocation of Credit and Financial Collapse". NBER Working Paper 1786.
19. Miguel, A. Segoviano and Charles G. (2009). "Banking Stability Measures". IMF Working Paper.
20. Mishkin, F. S. (1991). "Anatomy of a Financial Crisis". NBER Working Paper 3834.
21. Al-Qudah, A. M. and Jaradat, M. A. (2013). "The Impact of Macroeconomic Variables and Banks Characteristics on Jordanian Islamic Banks Profitability: Empirical Evidence". International Business Research **6**(10): 153.
22. Salas, V. and Saurina, J. (2002). "Credit Risk in Two Institutional Settings: Spanish Commercial and Saving Banks". Journal of Financial Services Research **22**(3): 203-224.
23. Scott, J. W. and Arias, J. C. (2011). "Banking Profitability Determinants". Business Intelligence Journal **4**(2): 209-230.
24. Sufian, F. (2011). "Profitability of the Korean Banking Sector: Panel Evidence on Bank-Specific and Macroeconomic Determinants". Journal of Economics and Management 7(1): 43-72.

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هجدهم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶

آزمون فرضیه مکانیزم انتقال در صنعت بیمه
(پیوند بین رقابت، کارایی و بهبود مرحله‌ای)

کامران برقندان[۱]
مصیب پهلوانی[۲]
محمد نبی شهیکی تاش[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۴/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۵/۲۸

چکیده

این مقاله در تلاش است تا زمینه‌ای برای تحلیل اثر رقابت روی شاخص بهبود مرحله‌ای (مناسب بودن) را در صنعت بیمه کشور ایران طی دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ برای شرکت‌های بیمه پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار فراهم آورد؛ به طوری که، کارایی به عنوان نوعی مکانیزم انتقال عمل می‌نماید که از طریق آن، رقابت می‌تواند به انتقال از یک مرحله به مرحله‌ای مناسب‌تر کمک کند. آزمودن فرضیه مکانیزم انتقال، رویکردی مناسب برای ارزیابی اثرات رقابت روی بهبود مرحله‌ای مالی است. این فرضیه، اخیرا توسط شاک و سیهاک معرفی شده است که بر اساس آن، رقابت محاسبه شده به وسیله شاخص بون، ثبات مالی را از طریق کارایی بهبود می‌بخشد. بر اساس ادبیات سازمان‌های صنعتی، افزایش در رقابت می‌تواند منجر به افزایشی در کارایی و به تبع آن موجب بهبود ثبات مالی گردد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که ضریب شاخص بون در صنعت بیمه ایران، منفی و معنادار به دست آمده است که حاکی از تأیید فرضیه مکانیزم انتقال می‌باشد. اندازه ضریب بون در ایران ۰.۰۰۰۷۱ به دست آمده است. به عبارتی دیگر، افزایش کارایی در صنعت بیمه کشور ایران می‌تواند به عنوان کانالی (هر چند با تاثیرگذاری بسیار کم) عمل کند که از طریق آن رقابت به بهبود مرحله‌ای تبدیل شود.

واژگان کلیدی: رقابت، کارایی، بهبود مرحله‌ای، فرضیه مکانیزم انتقال، صنعت بیمه.

Keywords: Competition, Efficiency, Soundness, Testing Transmission Mechanism Hypothesis, Insurance Industry.
JEL Classification: D40, L11.

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان kbarghandan@pgs.usb.ac.ir
[۲]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول) pahlavani@eco.usb.ac.ir
[۳]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان mohammad_tash@eco.usb.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.18.231

۱- مقدمه

این موضوع که رقابت منجر به تخصیص مجدد سودها از بنگاه‌های ناکارا به بنگاه‌های کارا می‌شود، تقریبا جایگاه خود را در ادبیات سازمان‌های صنعتی[۱] باز کرده است (اولی و پاکس[۲]، ۱۹۹۶ و استیروح[۳]، ۲۰۰۰). بنگاه‌های کاراتر می‌توانند منجر به بهبود عملکرد رقبای کمتر کارای خود بر حسب سود گردیده و از این رو، کارایی درون صنعتی را ارتقا دهند. بسیاری از معیارهای مستقیم رقابت (شاخص هرفیندال هیرشمن[۴]، نسبت‌های تمرکز یا حاشیه‌های قیمت- هزینه[۵]) به کار گرفته شده در ادبیات سازمان‌های صنعتی، به طور سنتی دستخوش مشکلات و دشواری‌های نظری و اجرایی هستند. این معیارها، اخیرا تحت عنوان معیارهای غیریکنوای رقابت شناخته می‌شوند. ادبیات تجربی اخیر مربوط به سازمان‌های مالی که به اندازه‌گیری رقابت از طریق سطوح تمرکز می‌پردازد، این موضوع را نشان داده که رابطه بین تمرکز و رقابت، مبهم است (برگر و همکاران[۶]، ۲۰۰۴).

اخیرا، بون[۷] (۲۰۰۸) از رویکرد جدیدی برای اندازه‌گیری رقابت بهره گرفته است که این رویکرد توانایی غلبه بر محدودیت‌های این شاخص‌های جایگزین را دارد. روش‌شناسی بون (یا رویکرد کشش سودها)، ریشه در فرضیه ساختار کارا[۸] و این ایده که رقابت، منتج به کارایی می‌شود، دارد. دارد. یک بنگاه کارا، سهم بیش‌تری از بازار را کسب می‌کند و سودهای بالاتری را نسبت به بنگاه‌های کم‌تر کارا تحقق می‌بخشد. بنگاه‌ها، برای ناکارا بودن، بیش‌تر مجازات می‌بینند (متحمل صدمه اقتصادی شدن). از این رو، در بازارهای رقابتی‌تر، بنگاه‌های کارا، عملکرد بهتری از حیث سهم بازاری و سود در مقایسه با بنگاه‌های ناکارا خواهند داشت. در نتیجه، شاخص بون این ایده را در نظر دارد که بنگاه‌های کاراتر، نسبت به درجه رقابت، به طور یکنوا فزاینده هستند (البته وقتی که بنگاه‌ها شدیدا با یکدیگر تعامل دارند و وقتی که موانع ورود کاهش می‌یابد).

تحلیل رابطه بین رقابت و کارایی در بازار بیمه با استفاده از شاخص بون که معیاری از رقابت بر اساس فرضیه ساختار کاراست، اولین گام این مقاله برای شروع مباحث می‌باشد. در میان مطالعات

---

1. Industrial Organization
2. Olley and Pakes (1996)
3. Stiroh (2000)
4. Herfindahl-Hirschman Index
5. Price-Cost Margin
6. Berger
7. Boone (2008)
8. Efficient Structure Hypothesis

خارجی، دو پژوهش بیکر و ون لیونستیجن[۱] (۲۰۰۸) و بیکر[۲] (۲۰۱۲)، تنها مقالات موجودی هستند هستند که تمرکز خود را روی استفاده از شاخص رقابت بون قرار داده‌اند. این در حالی است که در حوزه مطالعات داخلی که از شاخص بون برای بررسی رقابت استفاده کرده باشند، هیچ مطالعه‌ای را نمی‌توان یافت، ولی در پژوهش پیرویان و زراء نژاد (۱۳۹۰) موضوع ساختار بازار در صنعت بیمه بررسی شده است.

کارایی اغلب به عنوان معیاری غیر مستقیم از رقابت استفاده می‌شود. عقیده بر این است که نیروهای رقابت ارتقا یافته، منجر به اطمینان بنگاه‌ها برای بهبود کارایی‌شان می‌شود. از مهم‌ترین مطالعات تجربی به کار رفته در ارتباط با کارایی در حوزه صنعت بیمه، در خارج از کشور می‌توان به پژوهش‌های مالبرگ و اورل[۳] (۲۰۰۳) برای کشور اتریش، باروس و همکاران[۴] (۲۰۰۵) برای کشور پرتغال، کومینوس و رابیو میاسس[۵] (۲۰۰۶) برای کشور اسپانیا و مالبرگ و اورل (۲۰۱۰) برای کشور آلمان اشاره کرد. این در حالی است که از مهم‌ترین مطالعات موضوع کارایی در کشور ایران، می‌توان به پژوهش‌های پورکاظمی و همکاران (۱۳۹۰)، ابویی و همکاران (۱۳۹۰)، حنیفه زاده (۱۳۹۰)، رضایی و همکاران (۱۳۹۳) اشاره کرد.

آزمودن فرضیه مکانیزم انتقال[۶]، رویکردی مناسب برای ارزیابی اثرات رقابت روی بهبود مرحله‌ای مالی است. این فرضیه، اخیرا توسط شاک و سیهاک[۷] (۲۰۱۳) معرفی شده است که بر اساس آن، رقابت محاسبه شده به وسیله شاخص بون، ثبات مالی را از طریق کارایی بهبود می‌بخشد. بر اساس ادبیات سازمان‌های صنعتی، افزایشی در رقابت می‌تواند منجر به افزایشی در کارایی و به تبع آن موجب بهبود ثبات مالی گردد.

درک چگونگی حرکت رقابت و آزمون رابطه بین رقابت و بهبود مرحله‌ای (مناسب بودن) در بخش بیمه کشور ایران، هدف اصلی این مقاله است. این تحلیل در دو قسمت بررسی می‌شود: الف- در بخش اول به برآورد شاخص بون[۸] (۲۰۰۸) در ارتباط با رقابت پرداخته می‌شود؛ این شاخص، اثر رقابت را روی عملکرد شرکت‌های کارا محاسبه می‌کند. باید اشاره شود که عملکرد

---

1. Bikker and Van Leuvensteijn (2008)
2. Bikker (2012)
3. Mahlberg and Url (2003)
4. Barros et al (2005)
5. Cummins and Rubio-Misas (2006)
6. Transmission Mechanism
7. Schaeck and Cihak
8. Boone Indicator

شاخص بون، سازگار با ادبیات سازمان صنعتی است. بر این اساس، رقابت سبب تخصیص مجدد سودها از بنگاه‌های ناکارا به بنگاه‌های کارا می‌شود (اولی و پاکس (۱۹۹۶) و استیروح[1]، ۲۰۰۰). ب- در قسمت دوم مقاله، پیوند بین رقابت، کارایی و مناسب بودن (بهبود مرحله‌ای) ارزیابی می‌گردد؛ به طوری که در این قسمت، متغیر وابسته معیاری از مناسب بودن بنگاه‌ها (نمره Z) و متغیرهای مستقل شامل شاخص رقابت بون و یک سری متغیر کنترل در نظر گرفته می‌شود.

این مقاله در تلاش است تا زمینه‌ای را برای تحلیل اثر رقابت روی مناسب بودن فراهم آورد؛ به طوری که، کارایی به عنوان نوعی مکانیزم انتقال عمل می‌نماید که از طریق آن رقابت می‌تواند به مناسب بودن کمک کند. کارایی اغلب به عنوان معیاری غیر مستقیم از رقابت استفاده می‌شود. مطالعات زیادی تقریبا در سطح بین‌الملل وجود دارند که به بررسی شاخص بون پرداخته‌اند (مانند بیکر و ون لیونستیجن[2]، ۲۰۰۸ و بیکر، ۲۰۱۲). در سطح مطالعات داخلی، این مقاله اولین مطالعه‌ای است که تلاش به درک حرکت و توسعه رقابت با استفاده از شاخص بون از طریق معیار کارایی دارد. دوره مورد مطالعه در این مقاله، برای سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ است. نمونه مورد مطالعه، شرکت‌های پذیرفته شده بیمه در تالار بورس اوراق بهادار بوده است.

۲- مدل‌سازی تجربی

۲-۱- شاخص رقابت بون

پژوهش حاضر سعی دارد رابطه بین سودآوری و هزینه نهایی را در صنعت بیمه بررسی نماید. فرض می‌شود که N شرکت بیمه در این صنعت فعالیت داشته باشند که هر یک به اندازه q_i دارای تولید هستند. در ضمن، فرم تبعی زیر نیز برای تقاضای خطی بنگاه فرض می‌شود:

$$p(q_i, q_{j\neq i}) = \alpha - bq_i - d\sum_{j\neq i} q_j \qquad (۱)$$

در این‌جا فرض می‌شود که هدف هریک از بنگاه‌ها، حداکثرسازی سود ($\pi_i = (p_i - mc_i)q_i$) از طریق انتخاب سطح بهینه تولید (q_i) است. شروط $\alpha > mc_i$ و $0 < d \leq b$ نیز در این فرم

[1]. Stiroh
[2]. Bikker and Van Leuvensteijn

در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس، شرایط مرتبه اول برای وجود یک تعادل کورنویی- نش عبارت است از:

$$\alpha - 2bq_i - d\sum_{j\neq i} q_j - mc_i = 0 \qquad (۲)$$

با حل N شرط فوق برای شرط مرتبه اول خواهیم داشت:

$$q_i(mc_i) = \frac{[(2b/d-1)\alpha - (2bd+N-1)mc_i + \sum_j mc_j]}{[2b+d(n-1))(2b/d-1)]} \qquad (۳)$$

در این‌جا سودها (π_i) شامل هزینه‌های ورود به صنعت (ε) نمی‌باشند. از این رو، بنگاهی به صنعت وارد می‌شود که در تعادل حالت $\pi_i \geq \varepsilon$ را داشته باشد. این در حالی است که برای ایجاد شاخص بون، احتیاج به رابطه بین سود و هزینه نهایی داریم. بنابراین، با توجه به تابع $\pi_i = (p_i - mc_i)q_i$ می‌توان رابطه زیر را اخذ نمود:

$$\pi_i(mc_i) = \frac{[(2b/d-1)\alpha - (2bd+N-1)mc_i + \sum_j mc_j]}{[2b+d(n-1))(2b/d-1)](p_i - mc_i)} \qquad (۴)$$

حال برای اخذ شاخص بون، کافی است از سود نسبت به هزینه نهایی مشتق گرفته شود:

$$Boon = d\pi/dmc < 0 \qquad (۵)$$

انتظار می‌رود که شاخص بون، دارای علامت منفی باشد.

شاخص بون، به طور تجربی به صورت رابطه بین سودآوری و هزینه‌های نهایی مدل‌سازی می‌شود. منطق پشتیبان شاخص بون برای اخذ رابطه بین سودآوری و هزینه‌های نهایی، این است که در همه بازارها، افزایشی در هزینه‌ها موجب کاهش سودها می‌شود؛ این در حالی است که در یک بازار رقابتی‌تر، چنین درصد افزایشی، می‌تواند منتج به کاهشی شدیدتر در سودها گردد (زیرا، بنگاه‌ها به خاطر ناکارا بودن، بیش‌تر مجازات می‌شوند). شاخص بون، به طور تجربی از رگرسیونی به صورت زیر ساخته می‌شود:

$$\pi_{it} = \alpha + \beta \ln(mc_{it}) + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

که در آن، عبارت‌های π_{it} و mc_{it} به ترتیب نشان‌دهنده سودها و هزینه‌های نهایی هستند. پارامتر β، به شاخص بون معروف است. انتظار می‌رود که علامت این شاخص منفی باشد (نشان‌دهنده این است که بنگاه‌های کاراتر، سودهای بیش‌تری ایجاد می‌کنند). بنابراین، افزایش رقابت، موجب افزایش سودهای بنگاه‌های کاراتر نسبت به بنگاه‌های کم‌تر کارا می‌شود. هر چه ضریب پارامتر به طور قدر مطلق بزرگ‌تر باشد، رقابت شدیدتر خواهد بود. گر چه معیارهای سود را می‌توان به سادگی از حساب‌های مالی استخراج کرد، ولی این امر برای محاسبه هزینه‌های نهایی حاکم نیست. از این رو برای غلبه بر این مشکل، بون و همکاران (۲۰۰۵) پیشنهاد می‌کنند که به جای استفاده از هزینه‌های نهایی، می‌توان از هزینه‌های متوسط به عنوان شاخص جایگزین بهره جست که در برخی مطالعات نیز از این رویکرد استفاده شده است (بیکر و ون لیونستیجن، ۲۰۰۸ و شاک و سیهاک، ۲۰۱۳). در این پژوهش نیز از شاخص هزینه‌های متوسط به عنوان شاخص جایگزین هزینه‌های نهایی استفاده می‌شود.

بر این اساس، از آن‌جا که آمار هزینه‌های کل مربوط به شرکت‌های بیمه را در اختیار نداریم تا از طریق آن‌ها بتوان با توجه به تابع ترنسلوگ یا ترنسدنتال در بهترین حالت ممکن به برآورد ارزش نهایی هزینه‌ها پرداخته شود، در نتیجه معادله سود بر مبنای هزینه متوسط به صورت زیر اصلاح می‌شود:

$$\pi_{it} = \alpha + \beta \ln(ac_{it}) + \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

برای ایجاد شاخص‌های اشاره شده در معادله (۲)، از شاخص‌سازی مطالعه بون (۲۰۰۸) استفاده می‌شود. بر این اساس، سود به صورت تفاضل بین درآمدها و هزینه‌های متغیر محاسبه می‌شود؛ هزینه‌های متغیر متوسط، به صورت نسبت هزینه‌های متغیر به درآمدهای متغیر تعریف می‌شود، هزینه‌های متغیر به صورت مجموع ادعای خالص اتفاق افتاده[1] و هزینه‌های عملیاتی اندازه‌گیری می‌شود، در حالی که درآمدهای متغیر شامل حق بیمه‌های خالص و درآمد سرمایه‌گذاری می‌شود.

[1]. Net Incurred Claims

۲-۲- شاخص‌سازی بین مفاهیم رقابت، کارایی و بهبود مرحله‌ای

برای ارزیابی پیوند بین رقابت، کارایی و مناسب بودن، از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$Z_{it} = \alpha + \beta Boon_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

به طوری که، متغیر وابسته به عنوان معیاری از مناسب بودن (نمره Z) برای بنگاه در سال در نظر گرفته می‌شود. از شاخص بون، به عنوان معیار متحول در طول زمان از رقابت نیز استفاده می‌شود. علاوه بر این، نمره Z به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Z = \frac{ROA + EQAst}{\sigma_{ROA}} \qquad (۹)$$

که در آن، ROA سرواژه نشان‌دهنده بازده دارایی‌ها، نماد $EqAst$ نسبت حقوق صاحبان سهام به دارایی‌ها و عبارت σ_{ROA} نشان‌دهنده تغییرات استاندارد نرخ بازده دارایی‌ها هستند (این شاخص‌سازی‌ها را می‌توان در مطالعات پاسیوراس و گاگانیس[1] (۲۰۱۳) و شاک و سیهاک (۲۰۱۳) نیز مشاهده کرد).

نمره Z، معیاری از ثبات مالی برای نهادهای مالی مثل بانک‌ها (پاسیوراس و گاگانیس، ۲۰۱۳؛ دمیرگوکونت و دتراجیاچ، ۲۰۰۸) و بیمه‌ها (شیم، ۲۰۱۱ و پاسیوراس و گاگانیس، ۲۰۱۳) محسوب می‌شود.

در نهادهای مالی و مخصوصا در بانک‌ها و بیمه‌ها، حقوق صاحبان سهام به عنوان حائلی در مقابل ضررهای پیش‌بینی نشده انجام وظیفه می‌کنند و مبنایی بحرانی و ویژه برای توانایی آن بنگاه جهت برآورده‌کردن تعهداتش است.

شاخص نمره Z، مسئولی برای مشخص‌کردن بهبود مرحله‌ای (مناسب بودن) است (شیم[2]، ۲۰۱۱ و پاسیوراس و گاگانیس، ۲۰۱۳) که به طور معکوس مرتبط با احتمال نکول یا عجز در پرداخت دیون[3] می‌باشد. در این‌جا، از لگاریتم شاخص نمره برای کنترل‌کردن اثرات غیر خطی و مشاهدات

---

1. Pasiouras and Gaganis
2. Shim
3. Probability of Insolvency

دورافتاده استفاده می‌شود (دمیرگوکونت و دتراجیاچ[1]، ۲۰۰۸ و پاسیوراس و گاگانیس، ۲۰۱۳). در معادله (۸)، علامت منفی ضریب شاخص بون، می‌تواند به این صورت تفسیر شود که این ضریب منفی، شاهدی از بهبود و مناسب بودن اثر بازتخصیص سودها، از بنگاه‌های ناکارا به سمت بنگاه‌های کارا است.

با توجه به ویژگی‌های خاص بنگاه‌ها، در این‌جا از لگاریتم دارایی‌های کل برای کنترل اندازه (اثر مقیاس) در رگرسیون برآوردی استفاده می‌شود. علاوه بر این، از نسبت دارایی‌های سرمایه‌گذاری‌شده به دارایی‌های کل برای کنترل کردن کارایی در مدیریت حساب‌های دریافتنی بهره گرفته می‌شود. از نسبت اهرمی بنگاه‌ها (نسبت حق بیمه‌ها به سرمایه حقوق صاحبان سهام) نیز جهت بیان ارتباط بین عملکرد بنگاه‌ها استفاده می‌شود (کومینس[2]، ۲۰۰۴). بنابراین، معادله پایانی به صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$\ln Z_{it} = \alpha + \beta Boon + \delta TAssets + \gamma INV / Assets + \lambda Leveg + \varepsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

که در آن، نمادهای $INV / Assets$ و $Leveg$ به ترتیب نشان‌دهنده نسبت دارایی‌های سرمایه‌گذاری‌شده به دارایی‌های کل و نسبت حق بیمه‌ها به سرمایه حقوق صاحبان سهام است.

۳- نتایج تجربی

قبل از برآورد رگرسیون، باید از مانایی متغیرهای مورد استفاده در این رگرسیون آگاه بود تا به نتایج کاذب دست نیافت. بررسی مانایی این متغیرها در جدول زیر گزارش شده است:

جدول ۱: ارزیابی سطح مانایی متغیرها با استفاده از آزمون لوین- لین و چو

متغیر	سطح مانایی	با وجود
لگاریتم هزینه‌های متوسط	I(0)	عرض از مبدا و روند
شاخص بون	I(0)	عرض از مبدا و روند
شاخص مقیاس	I(0)	با وجود عرض از مبدا
نسبت دارایی‌های سرمایه‌گذاری‌شده به دارایی‌های کل	I(0)	عرض از مبدا و روند
نسبت حق بیمه‌ها به سرمایه حقوق صاحبان سهام	I(0)	با وجود عرض از مبدا

منبع: پژوهش جاری (۱۳۹۵)

[1]. Demirgüc-Kunt and Detragiache
[2]. Cummins

در ابتدای این قسمت از پژوهش، به دنبال بررسی شاخص رقابت بون با استفاده از روش داده‌های ترکیبی هستیم. در روش‌شناسی اقتصادسنجی، یافتن نوع اثرات فردی و زمانی در مدل رگرسیونی اولین گام در برآورد داده‌ها به شمار می‌آید. بر اساس نتایج جدول ۲ یعنی جدول مربوط به آزمون‌های لیمر، هاسمن و آزمون‌های مختلط داده‌های پنل برای داده‌های موجود، به این نتیجه رسیدیم که این مجموعه از داده‌های بازار بیمه، از اثرات فردی ثابت و اثرات تصادفی زمانی (اثرات دو طرفه) تبعیت می‌کنند.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل

آزمون	احتمال	نوع مدل
لیمر	۰.۰۰	وجود مدل پنل دو طرفه
آزمون هاسمن	۰.۰۶	وجود اثرات تصادفی زمانی و ثابت فردی دو طرفه

منبع: پژوهش جاری (۱۳۹۵)

حال به برآورد رگرسیونی با وجود یک مدل پنل با اثرات فردی ثابت و تصادفی زمانی در سطح ۵ درصد معناداری می‌پردازیم. نتایج حاصل از این برآورد را می‌توان در جدول ۳ مشاهده نمود.

جدول ۳: برآورد شاخص رقابت بون

متغیر	ضریب	احتمال
عرض از مبدا	۱۲.۵۸	۰.۰۱۰
لگاریتم هزینه‌های متوسط	-۰.۸۱۱	۰.۸۲
ضریب تعیین	۰.۷۹	

منبع: پژوهش جاری (۱۳۹۵)

نتایج حاصل از برآورد رگرسیون فوق تأیید می‌کند که رابطه نظری منفی بین شاخص سودآوری شرکت‌ها و هزینه‌های متوسط تأیید می‌شود. این در حالی است که معناداری این رابطه به لحاظ آماری تأیید نمی‌شود. علت عدم معناداری آماری شاخص بون برای صنعت بیمه کشور ایران را می توان در عوامل متعددی مانند عدم پیگیری سیاست‌های مدیریت هزینه، دولتی بودن و شبه دولتی بودن شرکت‌ها جستجو کرد.

حال در ادامه به بررسی نتایج اخذ شده از برآورد پیوند رقابت، کارایی و بهبود مرحله‌ای پرداخته می‌شود. شاخص رقابت بون، شاخصی درون‌زا محسوب می‌شود که برای هر بنگاه با توجه به شرایط مالی آن، متفاوت است. برای مخاطب قرار دادن چنین شاخص درون‌زایی، در ادامه از متغیرهای ابزاری و رویکرد حداقل مربعات معمولی دومرحله‌ای برای برآورد مدل رگرسیونی بهره

گرفته می‌شود. گر چه شاخص رقابت بون به لحاظ نظری درون‌زا قلمداد می‌شود، ولی باید این رابطه را بر حسب تجربی و آزمون فرضیه مورد نظر نیز تأیید کرد. بر این اساس، در این پژوهش برای هر یک از رگرسیون‌های فردی (برای هر شرکت)، به صورت جداگانه آزمون درون‌زایی شاخص بون با استفاده از آزمون کرک- دونالد[1] بررسی و تقریبا در اکثر موارد، این درون‌زایی تأیید شد.

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که ضریب شاخص بون، منفی و معنادار به دست آمده است که حاکی از تأیید فرضیه مکانیزم انتقالی می‌باشد. به عبارتی دیگر، کارایی می‌تواند به عنوان کانالی عمل کند که از طریق آن رقابت به بهبود مرحله‌ای تبدیل می‌شود. علاوه بر این، باید توجه شود که اندازه ضریب این پیوند بین رقابت و بهبود مرحله‌ای، بسیار کوچک (۰.۰۰۰۷۱) به دست آمده است. نتایج حاصل از برآورد این رگرسیون برای سایر متغیرهای توضیحی را می‌توان در خروجی زیر مشاهده کرد:

جدول ۴: برآورد رگرسیون پیونددهنده ارتباط رقابت، بهبود مرحله‌ای

متغیر	ضریب	آماره تی- استیودنت	احتمال
عرض از مبدا	-۵۶.۰۹	-۰.۹۸	۰.۳۴۳
شاخص مقیاس	۰.۰۰۰۰۴۹	۳.۱۱۸	۰.۰۰۷
شاخص بون	-۰.۰۰۰۷۱	-۴.۳۳۵	۰۰۰۷
نسبت دارایی‌های سرمایه‌گذاری‌شده به دارایی‌های کل	۴.۵۰	۰.۹۹۲۶	۰.۳۳۷۸
نسبت حق بیمه‌ها به سرمایه حقوق صاحبان سرمایه	۰.۰۹۰	۲.۰۴	۰.۰۶۰
ضریب تعیین	۰.۳۶		
دوربین - واتسون	۲.۰۴		

منبع: پژوهش جاری (۱۳۹۵)

علاوه بر مثبت بودن رابطه بین رقابت و شاخص بهبود مرحله‌ای، این خروجی نشان می‌دهد که متغیرهای نسبت دارایی‌های سرمایه‌گذاری‌شده به دارایی‌های کل (به طور آماری بی‌معنا)، نسبت حق بیمه‌ها به سرمایه حقوق صاحبان سرمایه (به طور آماری معنادار در سطح ۰.۷ درصد) و شاخص مقیاس (به طور آماری در سطح ۰.۰۱ معنادار) نیز دارای رابطه مثبت با متغیر بهبود مرحله‌ای مالی هستند.

[1]. Cragg-Donald Statistic

۴- نتیجه‌گیری

بون (۲۰۰۸) از رویکرد جدیدی برای اندازه‌گیری رقابت بهره گرفته است که این رویکرد توانایی غلبه بر محدودیت‌های این شاخص‌های جایگزین را دارد. روش‌شناسی بون (یا رویکرد کشش سودها)، ریشه در فرضیه ساختار کارا[1] و این ایده که رقابت، منتج به کارایی می‌شود، دارد. یک بنگاه کارا، سهم بیش‌تری از بازار را کسب می‌کند و سودهای بالاتری را نسبت به بنگاه‌های کم‌تر کارا تحقق می‌بخشد. بنگاه‌ها، برای ناکارا بودن، بیش‌تر مجازات می‌بینند (متحمل صدمه اقتصادی شدن). از این رو، در بازارهای رقابتی‌تر، بنگاه‌های کارا، عملکرد بهتری از حیث سهم بازاری و سود در مقایسه با بنگاه‌های ناکارا خواهند داشت. در نتیجه، شاخص بون این ایده را در نظر دارد که بنگاه‌های کاراتر، نسبت به درجه رقابت، به طور یکنوا فزاینده هستند (البته وقتی که بنگاه‌ها شدیدا با یکدیگر تعامل دارند و وقتی که موانع ورود کاهش می‌یابد).

این پژوهش سعی داشت نشان دهد که آیا افزایش رقابت، موجب ارتقاء سطح بهبود مرحله‌ای، در شرکت‌های موجود در صنعت بیمه ایران می‌شود یا خیر. یافته‌ها نشان داد که رابطه بین رقابت و بهبود مرحله‌ای مالی، مثبت است؛ یعنی سطوح بالای رقابت، به طور معناداری موجب ارتقاء سطح بهبود مرحله‌ای صنعت بیمه می‌شود.

سهم دولت در شرکت‌های بیمه جزء گروه دو الزاما نباید از ۲۰٪ ارزش فعالیت‌های بازار بیشتر باشد و ۸۰٪ از ارزش مجموع سهام در هر فعالیت به بخش خصوصی، تعاونی و عمومی غیر دولتی واگذار شود. بر این اساس، بیمه مرکزی به عنوان تنظیم کننده کلیه امور و روابط[2] بر همه بیمه‌های موجود و بیمه‌های آتی باید نظارت دقیق داشته باشد و به شرکت‌های بیمه دولتی اجازه ندهد که سهمشان از ارزش فعالیت‌های بازار بیش‌تر از ۲۰ درصد باشد (بر اساس اصل ۴۴ قانون اساسی). این شاید یکی از بهترین راه حل‌هایی است که بتوان شرایط فعلی را با افزایش کارایی (کاهش هزینه‌ها) به سمت شرایط رقابتی‌تر شدن صنعت ادامه داد.

---

1. Efficient Structure Hypothesis
2. Regulator

منابع و ماخذ

الف) منابع و ماخذفارسی

۱. ابویی، فاطمه. اشکذری، سید محمد. و شفیعی رودپشتی، میثم (۱۳۹۰). "ارزیابی کارایی شرکت‌های بیمه ایران". فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین ۲۸: ۲۰۱-۲۱۸.

۲. پورکاظمی، محمد حسین. صمصامی، حسین. و ابراهیمی قوام آبادی، خدیجه (۱۳۹۰). "اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری شرکت‌های بیمهٔ دولتی و خصوصی با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص مالم کوئیست". پژوهشنامه بیمه زمستان ۱۰۴.

۳. پیرویان، افسانه. و زراء نژاد، منصور (۱۳۹۰). "بررسی ارتباط ساختار بازار بر عملکرد صنعت بیمه در ایران". تازه‌های جهان بیمه ۱۷۶: ۴- ۱۷.

۴. حنیفه زاده، لیلا (۱۳۹۰). "اندازه و ساختار بازار و کارایی شرکت‌های بیمه در ایران". سومین همایش ملی تحلیل پوششی داده‌ها دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه.

ب) منابع و ماخذلاتین

1. Berger, A. N. Demirguç-Kunt, A. Levine, R. and Haubrich, J. (2004). "Bank Concentration and Competition: An Evolution in the Making". Journal of Money, Credit and Banking **27**(2): 404-431.
2. Bikker, J. A. (2012). "Performance of the Life Insurance Industry under Pressure: Efficiency, Competition and Consolidation". DNB Working Paper.
3. Bikker, J. A. and Van Leuvensteijn, M. (2008). "Competition and Efficiency in the Dutch Life Insurance Industry". Applied Economic **40**(16): 2063-2084.
4. Boone, J. (2008). "A New Way to Measure Competition". Economic Journal **118**(531): 1245-1261.
5. Boone, J. Griffith, R. and Harrison R. (2005). "Measuring Competition". AIM Research Working Paper
6. Braila, C. Rayp, G. and Sanyal S. (2010). "Competition and Regulation, Belgium, 1997 to 2004". Working Papers 1003, Federal Planning Bureau, Belgium.
7. Cihak, M. Demirguç-Kunt, A. Feyen, E. and Levine, R. (2012). "Benchmarking Financial Development Around the World". Policy Research. Working Paper 6175, World Bank, Washington DC, August 2012.
8. Barros. C. P. Barroso, N. and Borges, M. R. (2005). "Evaluating the Efficiency and Productivity of Insurance Companies with a Malmquist Index: A Case Study for Portugal". Geneva Papers on Risk and Insurance: Issues and Practice **30**(2): 244-267.

9. Carlton, Dennis W. and Jeffrey M. Perloff (2005). *Modern Industrial Organization*, 4th Edition (Boston: Pearson Addison-Wesley).
10. Cummins, J. D. and Rubio-Misas M. (2006). "Deregulation, Consolidation and Efficiency: Evidence from the Spanish Insurance Industry". Journal of Money, Credit and Banking **38**(2):323-355.
11. Cummins, J. D. Rubio-Misas, M. and Zi, H. (2004). "The Effect of Organizational Structure on Efficiency: Evidence from the Spanish Insurance Industry". Journal of Banking and Finance **28**(12): 3113-3150.
12. Cummins, J D. Rubio-Misas, M. and DevVencappa (2014). Competition, Efficiency and Soundness in European Life Insurance Markets. Carefin Working Paper
13. Demirgüc-Kunt, A. Detragiache, E. and Tressel, T. (2008). "Banking on the Principles: Compliance with Basel Core Principles and Bank Soundness". Journal of Financial Intermediation 17: 511-542.
14. Fisher, Franklin M. (1987). "On the Misuse of the Profit-Sales Ratio to Infer Monopoly Power". The Rand Journal of Economics 18: 384–96.
15. Fisher, Franklin M. and John J. McGowan (1983). "On the Misuse of Accounting Rates of Return to Infer Monopoly Profits". American Economic Review 73: 82–97.
16. Liebowitz, Stanley J. (1982). "What Do Census Price-Cost Margins Measure?". Journal of Law and Economics 25: 231–46.
17. Leuvensteijn, M. V. Bikker, J. A. Rixtel, A. A. R. J. M. R. and Sorensen, C. K. (2011). "A New Approach to Measuring Competition in the Loan Markets of the Euro Area". Applied Economics 43: 3155-3167.
18. Mahlberg, B. and Url, T. (2003). "Effects of the Market on the Austrian Insurance Industry". Empirical Economics 28: 813-838.
19. Mahlberg, B. and Url, T. (2010). "Single Market Effects on Productivity in the German Insurance Industry". Journal of Banking and Finance **34**(7): 1540-1548.
20. Olley, S.G. and Pakes, A. (1996). "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Industry". Econometrica 64: 1263-1297.
21. Pasiouras, F. and Gaganis, C. (2013). "Regulations and Soundness of Insurance Firms: International Evidence". Journal of Business Research 66: 632-642.
22. Schaeck, K. and Cihak, M. (2013). "Competition, Efficiency and Stability in Banking". Financial Management (forthcoming).
23. Stiroh, K. J. (2000). "Compositional Dynamics and the Performance of the US Banking Industry". Federal Reserve Bank of New York Staff Report No 98.

24. Shim, J. (2011). "Merger & Acquisitions, Diversification and Performance in the US Property Liability Insurance Industry". Journal of Financial Services Research 39: 119-144.
25. Stigler, George J. (1968). *The Organization of Industry*, (Homewood, Ill.: Richard D. Irwin).
26. Tobin, J. (1969). "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory". Journal of Money, Credit and Banking 1: 15–29.

Testing the Transmission Mechanism Hypothesis in The Iranian Insurance Industry: A Link between Competition, Efficiency and Soundness

Kamran Barghandan[1]
Mosayeb Pahavani[2*]
Mohammad Nabi Shahiki Tash[3]

Received: 03-07-2016 Accepted: 19-08-2017

Abstract

This paper aims to contribute to the literature of industrial organization by conducting an analysis in the insurance industry on the effects of competition on soundness, where efficiency is considered as a transmission mechanism through which competition can contribute to soundness. Testing the transmission mechanism hypothesis is an appropriate approach for evaluating the effect of competition on the financial soundness. Using this hypothesis, which is introduced by Schaeck and Cihak, the competition can improve the financial stability. According to the industrial organization literature, increase of competition can lead to more efficiency and, as a result, to the improvement of financial stability. The figures indicate that the Boon indicator is a significant and negative variable, which confirms the hypothesis. In other word, the efficiency serves as a channel though which competition is converted to soundness.

Keywords: Competition, Efficiency, Soundness, Transmission mechanism hypothesis, Insurance industry.

1-Ph.d Student in Economics, University of Sistan and Baluchestan, Iran
2- Associate Professor in Economics, University of Sistan and Baluchestan, Iran
Email: pahlavani@eco.usb.ac.ir
3- Associate Professor in Economics, University ofSistan and Baluchestan., Iran

The Effect of Macroeconomic Variables on Banking Industry Stability

Esfandiar Jahangard[1]
Fatemeh Abdolshah[2*]

Received: 08-01-2017 Accepted: 01-09-2017

Abstract

This paper aims to consider the effects of macroeconomic variables on the stability of banks using the data from 17 banks during the period 1386-1391. For this purpose, the effect of macroeconomic variables such as interest rate, inflation and GDP growth rate on bank stability is measured. To obtain a composite index for bank stability, we calculate the weight average cost-to-total income ratio, bad debts-to-total debt ratio, net profit-to-total asset ratio, and loans-to-deposits ratio variables. The results indicate that inflation has a significant and negative effect on the stability of the banks. The interest rate variable has a significant and positive impact on the stability, but the effect of GDP growth is significant and negative. This negative effect is because of the negative correlation between the GDP growth rate and the profits of banks. Also, the effect of Herfindal-Hirshman index, as a concentration index in the banking industry, is measured. This effect is positive but not significant.

Keywords: Macroeconomic variables, Stability of banks, Panel data fixed effects.
JEL CLASSIFICATION: C23, E44, G21.

1- Associate Professor, Department of Economics, University of Allameh Tabataba'i, Tehran, Iran
2- Ph.D. Student in Economics, University of Allameh Tabataba'i, Tehran, Iran
Email: f.abdolshah@gmail.com

Evaluating the Consumption Behavior of Urban Families in Tehran Province

Zohreh Hooshmand[1*]
Farhad Khodadad Kashi[2]
Maryam Khoshnevis[3]

Received: 24-08-2016 Accepted: 04-07-2017

Abstract

The study analyzes the consumption behavior of families and allocation of their limited income to various goods and services. This serves as one of the main issues in economic policies. The main objective of this paper is to examine the issue in Tehran province during the period 2007-2015. This is done by using Almost Ideal Demand System Model (AIDS) and price and income elasticity dealt with through seemingly unrelated regressions (SURE).

The results indicate that food and drink and tobacco products as well as housing, fuel and lighting are the essential items. Also, clothing and footwear, leisure and education, health, transport and communication are found to be luxury items. Price elasticity of housing, entertainment, education, and transportation is more than one, In other words, this group of goods are elastic. With regard to cross-price elasticity, in most cases, it is less than one when considered as a value absolute. Therefore, in most cases, the change of price in one group of goods will not make consumers change their demands on goods in another group.

Keywords: Household, Elasticity of demand, Almost ideal demand system, Approach to seemingly unrelated regressions.

1- MSc of Economics
Email: zohreh.hooshmand@gmail.com
2- Professor of Economics, PNU university, Iran
3- Assistant Professor, Department of Economics, Semnan Branch, Islamic Azad university, Semnan, Iran

Application of the Real-Options-Based Valuation Model to Assess the Factors that Affect Stock Price Changes

Mahdieh Reza Gholizadeh[1*]
Majid Aghaei[2]

Received: 14-09-2016 Accepted: 25-02-2017

Abstract

This study aims at the impact of the variables affecting the stock price changes of 85 companies listed in Tehran Stock Exchange. The investigation was done at different level of profitability during the period 2006-2014 by using panel data and a cross-section model. Modeling the impact of those affecting factors by emphasizing the real value of companies was done based on the real-options-based valuation model. The results indicate that variables such as earnings yield, changes in profitability and changes in growth opportunities have a positive and significant effect on the stock return, but the changes in equity capital investment and discount rates have a negative and significant effect. The effect of changes in the profitability and changes in capital investment on the return stock in companies with a high level of profitability is more than that on companies with a low level of profitability. Based on the incremental explanatory power index, earnings yield provides more incremental information for explaining the stock return than other explanatory variables.

Keywords: Stock price, Panel data, Real-options-based valuation model.
JEL Classifications: G20, C23, C31.

1- Assistant Professor in Economics, faculty of Economic, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
Email: m.gholizadeh@umz.ac.ir
2- Assistant Professor in Economics, faculty of Economic, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Decomposition of Income Inequality in Kurdistan Province in Terms of Urban and Rural Areas

Ahmad Mohammadi[1*]
Navid Khanzadi[2]
Fathe Habibi[3]

Received: 10-07-2016 Accepted: 29-12-2016

Abstract

The main purpose of this paper is to understand the nature of income inequality in Kurdistan province. For this purpose, using Theil and Atkinson indices, income inequality has been decomposed into within- and between-urban and rural areas The analyses have been done using data over the period 1384 to 1392 drawn from the Iranian Urban and Rural Household Income and Expenditure Survey. The results show that overall inequality and inequality within urban and rural areas has decreased, while inequality between rural and urban areas has increased during that period. Furthermore, urban and rural contributions to overall inequality are the same, and they account for more than 90 percent of the total inequality in the province. Meanwhile, the results show that the Targeted Subsidies Reform has had a significant effect on the reduction of the total inequality and inequality within urban areas. According to the results, policies in Kurdistan province should focus on inequality in both urban and rural areas simultaneously, and it is important to take into account the rising inequality between those areas.

Keywords: Atkinson index, Theil Index, Inequality, Inequality decomposition.
JEL Classification: D63, H24, R13, R20.

1- Assistant Professor of University of Kurdistan
Email address: mohammadiahm@gmail.com
2- MA in economic, University of Kurdistan
3- Assistant Professor of University of Kurdistan

An Investigation of Per Capita Consumption Convergence of Iran's Provinces in 2000-2014

Ali Fegheh Majidi[1*]
Fariba Salami[2]
Ahmad Mohamadi[3]

Received: 28-06-2016 Accepted: 30-09-2016

Abstract

This paper aims at the convergence of economic welfare in the provinces of Iran. To achieve economic and social cohesion in this regard, the process of decision-making and providing a mechanism is of particular importance. In addition, since long, the government has sought to reduce income and consumption inequality across the provinces of Iran. This study adopts the per capita consumption convergence hypothesis to deal with the issue in all the provinces of Iran. The study is done using various methods such as unit root test, convergence club and Tile-statistics. Also, a new mechanism is used for economic modeling and analysis i.e. cluster analysis. Since Iran's provinces have different levels of productivity and economic growth, this analysis is of great importance. The results confirm the divergence in terms of average per capita consumption of households. It is to say that divergence in average household consumption may be a sign of significant differences in per capita growth in all the provinces.

Keywords: Convergence, Cluster analysis, Iran's provinces, Growth economic.
JEL Classification: C32, C33, O40, R11.

1- Assistant Professor, University of Kurdistan
Email: a.f.majidi@gmail.com
2- MA in Economics, University of Kurdistan
3- Assistant Professor, University of Kurdistan

The Role of Foreign Direct Investment in Iran's Economy Using the Computable General Equilibrium Model

Mehdi Nejati[1*]

Received: 16-04-2016 Accepted: 05-04-2017

Abstract

The use of know-how and the financial capability of foreign countries is one of the ways of achieving economic development. This can be realized through FDI. This is a tool that seems crucial for developed and developing countries. Using the CGE approach in terms of four scenarios, we investigated the effects of foreign direct investment on the Iranian economy. Scenario 1 suggests an increase of 100% in FDI and an increase of 5% in TFP (in all sectors). Scenario 2 refers to an increase of 100% in FDI. Scenario 3 points to an increase of 100% in FDI and a decrease of 5% in TFP. Finally, Scenario 4 suggests an imbalanced increase in FDI in economic sectors. The results of Scenario 1 show an increase in production, imports and exports but a decrease of prices in all economic sectors. As the macro level GDP and exports increase, CPI is decreased. The findings of the second and fourth scenarios show a relatively low reaction in all economic variables at both sectoral and macro levels. The results of Scenario 3 show that production ،imports and exports are decreased while prices are increased in all economic sectors. In General, the evidence suggests that, if FDI is associated with improved productivity, economic benefits would be higher.

Keywords: Foreign direct investment, Economy of Iran, Total factor productivity, Computational general equilibrium.

1- Assistant Professor of Economics, Shahid Bahonar University of Kerman
Email: Mehdi.Nejati@gmail.com

Forecasting the Occurrence of Business Cycles Using Band-Pass Filter in Iran's Economy

Parviz Rostamzadeh[1*]
Yazdan Goudarzi Farahani[2]

Received: 18-02-2016 Accepted: 07-10-2016

Abstract

The aim of this paper is to study and forecast the business cycles in Iran's economy in the period 1370-1392. For this purpose, quarterly data are used, and the business cycles that have occurred are extracted by using the Band-Pass filter. Then, in order to predict the business cycles, logit and probit regression methods are used. According to the nominal and real indices that affect the business cycles, the variables used in this research include oil revenues, government spending, inflation, issued building permits, and the imports of intermediate and capital goods. The results indicate that if oil revenues and inflation increase, the probability of economic boom increases too. However, an increase in the number of issued building permits reduces the probability of a boom in the economy. Finally, imports of capital and intermediate goods increase the probability of a boom. A sample prediction showed that the model could classify the observations correctly in 95% of the cases. It is also concluded that, the sample predicting ability of all the models is the same. The model was also applied to the out-of-sample prediction for the period 1394-1392. The results indicate the ability of the model to deal with this kind of prediction.

Keywords: Business cycles, Boom and recession, Band-pass filter, Logit and probit model.

1- Assistant Professor of Economics Department, Shiraz University
Email: parviarostamzadeh@shirazu.ac.ir
2- Ph.D. Candidate in Economics, Tehran University

An Analysis of the Exchange Rate Pass-through and the Inflation Dynamics in Iran: Regime Switching Approach

Sayed Yahya Abtahi[1*]

Received: 16-12-2015 Accepted: 09-10-2016

Abstract

Exchange rate pass-through (ERPT) is the extent to which changes in the exchange rate affect import prices and, as a result, local prices. In the Iranian economy, being oil-dependent and having an unstable exchange rate market, an understanding of the degree of ERPT is of importance for the success of anti- inflationary policies. Taking the inflationary features of the economy of Iran into consideration and using the methods of regime transition, this study examines the exchange rate pass-through in the Iranian economy in the condition of dependency on inflation regime during 1990-2000. The results indicate that ERPT in the economy of Iran is dependent on the inflation regime and is meaningful only in high inflation regimes. In a system of managed floating, the mission of the central bank is to control the exchange rate. Also, in such conditions, significance market management can help to prevent any undesirable impulsive effect of foreign currencies on the local inflation.

Keywords: Exchange rate pass-through, Inflation regimes, Regime switching methods.

1- Assistant Professor, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran
Email: Abtahi@iauyazd.ac.ir

The Effect of Longevity and Population Aging on Saving: A Panel ARDL Approach

Farzaneh Mohammadi[1]
Bahram Sahabi[2*]
Nematollah Akbari[3]
Abbas Assari[4]

Received: 09-03-2015 Accepted: 10-05-2016

Abstract

During recent years, a dramatic increase in life expectancy accompanied by low fertility and mortality has caused population aging and higher old-age dependency rates. This paper investigates the effects of longevity and population aging on saving by using the Pooled Mean Group (PMG) approach. A distinctive feature of this study is its demonstration of the separate roles of life expectancy and old-age dependency rate. The results of this study which spans 21 countries over 1971–2012 show that, in the long run, the theoretical implications are supported by the data and the demographic variables play an important role in explaining the differences in savings over time and across countries. According to the Life Cycle Model, there is a positive long-run relationship between longevity and saving and a negative long-run relationship between old-age dependency rate and saving. The absolute value of the longevity effect is greater than that of the old-age dependency rate. In the short run, of the two demographic variables, only the old-age dependency rate has the expected sign and is significant.

Keywords: Longevity, Old-age dependency rate, Saving, Panel ARDL approach
JEL Classification: E21, C23, J10.

1- Ph.D Candidate in Health Economics, Tarbiat Modares University
2- Assistant Professor in Economics, Tarbiat Modares University
Email: sahabi_b@modares.ac.ir
3 - Professor in Economics, University of Isfahan
4- Assistant Professor in Economics, Tarbiat Modares University

ABSTRACTS

Table of Contents

Title **Page**

The Effect of Longevity and Population Aging on Saving: A Panel ARDL Approach 7
Farzaneh Mohammadi, Bahram Sahabi, Nematollah Akbari, Abbas Assari

An Analysis of the Exchange Rate Pass-through and the Inflation Dynamics in Iran: Regime Switching Approach 8
Sayed Yahya Abtahi

Forecasting the Occurrence of Business Cycles Using Band-Pass Filter in Iran's Economy 9
Parviz Rostamzadeh, Yazdan Goudarzi Farahani

The Role of Foreign Direct Investment in Iran's Economy Using the Computable General Equilibrium Model 10
Mehdi Nejati

An Investigation of Per Capita Consumption Convergence of Iran's Provinces in 2000-2014 11
Ali Fegheh Majidi, Fariba Salami, Ahmad Mohamadi

Decomposition of Income Inequality in Kurdistan Province in Terms of Urban and Rural Areas 12
Ahmad Mohammadi, Navid Khanzadi, Fathe Habibi

Application of the Real-Options-Based Valuation Model to Assess the Factors that Affect Stock Price Changes 13
Mahdieh Reza Gholizadeh, Majid Aghaei

Evaluating the Consumption Behavior of Urban Families in Tehran Province 14
Zohreh Hooshmand, Farhad Khodadad kashi, Maryam Khoshnevis

The Effect of Macroeconomic Variables on Banking Industry Stability 15
Esfandiar Jahangard, Fatemeh Abdolshah

Testing the Transmission Mechanism Hypothesis in The Iranian Insurance Industry: A Link between Competition, Efficiency and Soundness 16
Kamran Barghandan, Mosayeb Pahavani, Mohammad Nabi Shahiki Tash

Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Volume.9, No.18, Autumn & Winter 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