نشریه علمی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال دوازدهم- شماره بیست و چهارم- پاییز و زمستان ۱۳۹۹

شاپا: ۳۹۶۷-۲۶۴۵

برآورد میزان تمایل به پرداخت شـــهروندان منطقه پنج تهران برای بهبود کیفیت... ۱
سحر عابدیان، میرمهرداد میرسنجری، عبدالرسول سلمان ماهینی

تأثیر مالیات بر معادلات ســـاختاری بخش تقاضای اقتصاد کلان ایران با استفاده از رویکرد... ۴۱
حمید سپهردوست، سارا محتشمی، محسن تارتار

مقایســـه سیاست افزایش کارایی با سیاست افزایش قیمت برق در ایران با استفاده از مدل... ۷۳
حمیدرضا ارباب، منوچهر عسگری، حمید آماده، فاطمه رفیعی

طراحی یک سیســـتم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران: رویکرد تغییر رژیم مارکوف ۱۰۷
محمد نصراللهی، کاظم یاوری، رضا نجارزاده، نادر مهرگان

تحلیلی بر اثر تعدیل قیمت گروه‌های کالایی بر شـــاخص‌های رفاهی جامعه روستایی.. ۱۳۹
وحید صادقی حسنوند، نارسیس امین رشتی، مرجان دامن کشیده، آزاده محرابیان

مدل‌ســـازی بیـــزی تلاطـــم بـــازده ســـهام بـــا مدل‌هـــای GRACH متقـــارن و نامتقـــارن ۱۷۱
مجتبی رستمی، سید نظام‌الدین مکیان، رسول روزگار

اولویت‌بندی موانع و چالش‌های عدم دســـتیابی به اهداف برنامه‌های توسعه اقتصادی... ۲۰۷
غلامرضا یاوری، وحید عزیزی

بررســـی تأثیر تزریق ســـرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی ۲۳۷
میثم امیری، محمد علی دهقان دهنوی، مژگان رضائی

بررســـی مدل CCAPM تعدیل شـــده با استفاده از تخمین بیزین هزینه‌های معاملاتی ۲۷۳
صدیقه علیزاده، محمد نبی شهیکی تاش، رضا روشن

بررســـی اثر تمرکز صنعتی در کارایی انرژی بخش صنعت در اســـتان‌های ایران ۳۰۹
بیتا اسکندری، مجتبی الماسی، سمیه اعظمی

تأثیر آســـتانه‌ای نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری کل و خالص صادرات غیر نفتی در ایران ۳۳۵
زهرا عزیزی، سیده مهرناز غسالی

برآورد نســـبت بهینه پوشـــش ریســـک کالاهای انرژی ۳۶۹
سیمین آل علی، قدرت‌اله امام وردی، عباسعلی ابونوری، ابوالفضل غیاثوند

نشریه علمی سیاست گذاری اقتصادی

ISSN : 2645- 3967

سال دوازدهم- شماره بیست و چهارم- پاییز و زمستان ۱۳۹۹

The Journal of

Economic Policy

Yazd University

Vol.12 No.24 Autumn & Winter 2020 ISSN: 2645-3967

Estimation of citizens' willingness to pay District 5 of Tehran to improve air quality using a conditional valuation method 38
Sahar Abedian, Mir Mehrdad Mirsanjari, Abdolrassoul Salmanmahiny

The Impact of taxation on the structural equations of the macroeconomic demand sector in Iran: The Bayesian approach 70
Hamid Sepehrdoust, Sara Mohtashami, Mohsen Tartar

Comparison of the policies for energy efficiency increase and price increase in Iran using computable general equilibrium 104
Hamidreza Arbab, Manoochehr Asgari, Hamid Amadeh, Fatemeh Rafiei

Early Warning System for Currency Crises in Iran: The Markov-Switching Approach 137
Mohammad Nasrollahi, Kazem Yavari, Reza Najarzadeh, Nader Mehregan

The effect of adjusting the prices of commodity groups on the rural society with an emphasis on welfare indicators: A case study of Iran 167
Vahid Sadeghi Hasanvand, Narciss Aminrashti, Marjan Damankeshideh, Azadeh Mehrabian

Stock return volatility using Bayesian symmetric and asymmetric GARCH 204
Mojtaba Rostami, Seyed Nezamuddin Makiyan, Rasol Roozegar

Prioritizing the obstacles and challenges to achieving the goals of the first to the fifth programs of social, economic and cultural development of the Islamic republic of Iran in the Sector of Agriculture and Natural Resources 233
Gholamreza Yavari, Vahid Azizi

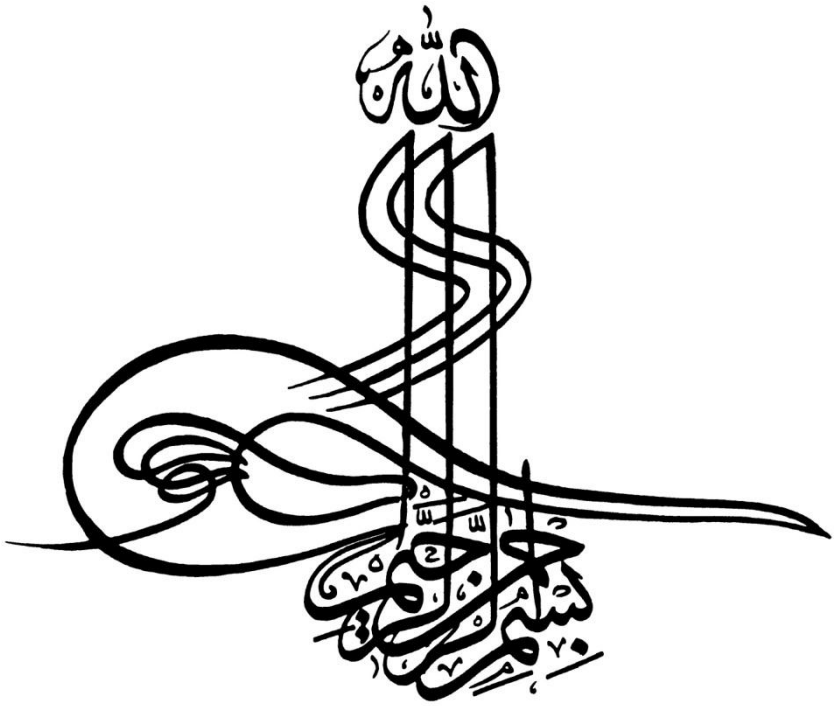
Investigating the Effect of Capital Injection by the Government on the Lending Behavior of State-Owned Banks 270
Meysam Amiry, Mohammad Ali Dehghan Dehnavi, Mojgan Rezaei

The study of an adjusted CCAPM model through the Bayesian estimation of trading costs 304
Sedighe Alizadeh, Mohammad Nabi Shahiki tash, Reza Roshan

The effect of industrial concentration on the energy efficiency of the industry sector in the Iranian provinces 331
Bita Eskandari, Mojtaba Almasi, Somayeh Azami

The threshold effect of saving rates on the trade balance and the net non-oil export in Iran 366
Zahra Azizi, Seyedeh Mehrnaz Ghasali

Estimating the optimal hedge ratio of energy commodities 398
Simin Aleali, Ghodratollah Emamverdi, Abass Ali Abounoori, Abolfazl Ghiasvand


الله
بسم الله الرحمن الرحيم

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی

صاحب امتیاز

معاونت پژوهشی دانشگاه یزد

مدیر مسئول

دکتر زهرا نصراللهی

سردبیر

دکتر کاظم یاوری

ویراستار انگلیسی

دکتر احمدرضا اسلامی

ویراستار فارسی

دکتر مرضیه غفاری

صفحه‌آرایی

یوسف میسایی

روابط عمومی و ارتباطات: الهام اردکانی

آماده سازی، چاپ و صحافی: انتشارات دانشگاه یزد

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

این نشریه بر اساس تاییدیه شماره ۳/۱۱/۲۸۴ مورخ ۱۳۸۸/۳/۵ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور دارای اعتبار علمی – پژوهشی **است.**

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

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

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

دورنگار: ۳۱۲۳۳۴۳۹-۰۳۵

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

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

اسامی داوران این شماره (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر مهدی امامی (عضو هیأت علمی دانشگاه علامه طباطبائی)، دکتر حبیب انصاری سامانی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر فرشید پورشهابی (عضو هیأت علمی دانشگاه بجنورد)، دکتر ابراهیم حیدری (عضو هیأت علمی دانشگاه خلیج فارس)، دکتر حسن حیدری (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر مجتبی رستمی (دکتری اقتصاد)، دکتر مهدیه رضا قلی زاده (عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران)، دکتر محمدحسن زارع (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر یونس سلمانی (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر مصطفی شمس الدینی (عضو هیأت علمی دانشگاه هرمزگان)، دکتر میلاد شهرازی، (عضو هیأت علمی دانشگاه گلستان)، دکتر سید کمال صادقی (عضو هیأت علمی دانشگاه تبریز)، دکتر هادی کشاورز (عضو هیأت علمی دانشگاه خلیج فارس)، دکتر احمد گوگردچیان (عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان)، دکتر رضا محسنی (عضو هیأت علمی دانشگاه شهید بهشتی)، دکتر سید نظام الدین مکیان (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر داوود منظور (عضو هیأت علمی دانشگاه امام صادق (ع))، دکتر محسن مهرآرا (عضو هیأت علمی دانشگاه تهران)، دکتر منصور مهینی زاده (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر زهرا نصراللهی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر ویدا ورهرامی (عضو هیأت علمی دانشگاه تهران)، دکتر حسن ولی‌بیگی (عضو هیأت علمی موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی)، دکتر مسعود همایونی فر، (عضو هیأت علمی دانشگاه فردوسی مشهد).

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**

برآورد میزان تمایل به پرداخت شهروندان منطقه پنج تهران برای بهبود کیفیت هوا با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط ۱

سحر عابدیان، میرمهرداد میرسنجری، عبدالرسول سلمان ماهینی

تأثیر مالیات بر معادلات ساختاری بخش تقاضای اقتصاد کلان ایران با استفاده از رویکرد بیزین ٤١

حمید سپهردوست، سارا محتشمی، محسن تارتار

مقایسه سیاست افزایش کارایی با سیاست افزایش قیمت برق در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر ۷۳

حمیدرضا ارباب، منوچهر عسگری، حمید آماده، فاطمه رفیعی

طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران: رویکرد تغییر رژیم مارکوف ۱۰۷

محمد نصراللهی، کاظم یاوری، رضا نجارزاده، نادر مهرگان

تحلیلی بر اثر تعدیل قیمت گروه‌های کالایی بر شاخص‌های رفاهی جامعه روستایی (مطالعه موردی کشور ایران) ۱۳۹

وحید صادقی حسنوند، نارسیس امین رشتی، مرجان دامن کشیده، آزاده محرابیان

مدل‌سازی بیزی تلاطم بازده سهام با مدل‌های GARCH متقارن و نامتقارن ۱۷۱

مجتبی رستمی، سید نظام‌الدین مکیان، رسول روزگار

اولویت‌بندی موانع و چالش‌های عدم دستیابی به اهداف برنامه‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران در بخش کشاورزی و منابع طبیعی ۲۰۷

غلامرضا یاوری، وحید عزیزی

بررسی تأثیر تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی ۲۳۷

میثم امیری، محمد علی دهقان دهنوی، مژگان رضائی

بررسی مدل CCAPM تعدیل شده با استفاده از تخمین بیزین هزینه‌های معاملاتی ۲۷۳

صدیقه علیزاده، محمد نبی شهیکی تاش، رضا روشن

بررسی اثر تمرکز صنعتی در کارایی انرژی بخش صنعت در استان‌های ایران ۳۰۹

بیتا اسکندری، مجتبی الماسی، سمیه اعظمی

تأثیر آستانه‌ای نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری کل و خالص صادرات غیر نفتی در ایران ۳۳۵

زهرا عزیزی، سیده مهرناز غسالی

برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک کالاهای انرژی ۳٦۹

سیمین آل علی، قدرت‌اله امام وردی، عباسعلی ابونوری، ابوالفضل غیاثوند

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

برآورد میزان تمایل به پرداخت شهروندان منطقه پنج تهران برای بهبود کیفیت هوا با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط[۱]

سحر عابدیان[۲]
میرمهرداد میرسنجری[۳]
عبدالرسول سلمان ماهینی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۱۱

چکیده

در مدیریت شهری نوین حضور و همکاری مردم به عنوان یک جزء اصلی در مدیریت پایدار شهری و کاهش آلودگی هوا محسوب می‌شود. لذا بررسی میزان ترجیحات افراد در برخورد با کالای محیط‌زیستی هوا و آگاهی از میزان مشارکت اقتصادی و تمایل به پرداخت آن‌ها می‌تواند گامی مؤثر در این جهت باشد. در این راستا سهم هر یک از عوامل فردی، اجتماعی و اقتصادی و میزان تمایل به پرداخت شهروندان منطقه ۵ تهران با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط و مدل لوجیت بررسی و بر اساس شاخص‌های R^2، مک فادن و نسبت راست‌نمایی نتایج مدل برازش شد. در نهایت امکان‌سنجی خرید اتوبوس‌های الکتریکی با استفاده از مشارکت مردمی در دوره یک ساله مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان داد که ۸۵/۹ درصد شهروندان این منطقه، حاضر به پرداخت مبلغی جهت بهبود کیفیت هوا هستند و تمایل به پرداخت افراد برای بهبود کیفیت هوا برابر با ۶۱۴۵۰ ریال در ماه به‌دست آمد. بر اساس مدل لوجیت متغیرهای مبلغ پیشنهادی، درآمد و میزان آگاهی به‌ترتیب مهمترین عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت شناخته شده‌اند. همچنین نتایج امکان‌سنجی نشان داد که نهاد شهرداری با استفاده از مشارکت مردمی می‌تواند ۱۸ دستگاه اتوبوس الکتریکی را در دوره یک ساله جایگزین اتوبوس‌های فرسوده دیزل در ناوگان اتوبوسرانی منطقه ۵ نماید که این اقدام ۲۶,۶۹۶ میلیارد ریال سودآوری در زمینه کاهش آلودگی هوا، آلودگی صوتی، مصرف سوخت و هزینه‌های نگهداری اتوبوس‌های دیزل برای شهرداری دارد. لذا پیشنهاد می‌شود مدیران شهری از این مشارکت مردمی برای بهبود کیفیت هوا و جبران هزینه‌ها استفاده نمایند.

واژگان کلیدی: ارزش‌گذاری مشروط، تمایل به پرداخت، مشارکت اقتصادی، کیفیت هوا.

Keywords: Contingent Valuation, Willingness to Pay, Economic Participation, Air Quality.

JEL Classification: Q51, Q53, Q41, O21, C87.

---

[۱]. مقاله مستخرج از رساله دکتری می‌باشد.

[۲]. دانشجوی دکترا محیط‌زیست، دانشکده منابع طبیعی و محیط‌زیست، دانشگاه ملایر sahar.abedian1985@gmail.com

[۳]. استادیار، گروه محیط زیست، دانشکده منابع طبیعی و محیط زیست، دانشگاه ملایر (نویسنده مسئول)
mehrdadmirsanjari@yahoo.com

[۴]. استاد، گروه شیلات و محیط زیست، دانشکده شیلات و محیط زیست، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان
rassoulmahiny@gmail.com

۱- مقدمه

در بحث توسعه پایدار، کیفیت محیط زیست، رشد اقتصادی و سلامت به عنوان عوامل مهم مورد توجه سیاست‌گذاران است (شیِه و همکاران[1]، ۲۰۱۴؛ فوریه و بالبوس[2]، ۲۰۱۲). اغلب کشورها بخش محیط زیست را با توجه به رابطه تنگاتنگ آن با اقتصاد در کانون اصلی برنامه‌های اقتصادی خود قرار داده‌اند و آن را به‌عنوان عامل مهم اثرگذار بر تولید، ایجاد درآمد و ثروت در نظر گرفته‌اند (اِستاوروپولوس و همکاران[3]، ۲۰۱۸؛ اِگلین[4]، ۲۰۰۱) و بهره‌برداری بیش از حد منابع از یک سو و آلودگی، ضایعات و پسماندهای تولیدی و مصرفی از سوی دیگر را از موانع اساسی پیش روی توسعه کشورها می‌دانند (نصرالهی و سعیدی، ۱۳۹۶: ۲۶۹). همچنین کیفیت محیط زیست از حوزه‌های مؤثری است که بر سلامت افراد نیز اثرگذار است و کاهش کیفیت آن، باعث مخدوش شدن وضعیت سلامت افراد در جامعه و در نتیجه، کاهش بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی خواهد شد (ایزدخواستی و بلاغی اینالو، ۱۳۹۶: ۲۲). یکی از عمده‌ترین مباحث در بخش کیفیت محیط زیست، بحث آلودگی هوا است که عدم توجه به آن هزینه‌های گسترده‌ای را به بخش‌های بهداشتی، اقتصادی و محیط زیستی وارد می‌سازد. آلودگی هوا می‌تواند منجر به افزایش هزینه‌های سلامت (مارتینز و همکاران[5]، ۲۰۱۸؛ لی و همکاران[6]، ۲۰۱۶)، افزایش مرگ و میر کودکان و سالمندان (آرسئو گومز و همکاران[7]، ۲۰۱۲؛ گرین اِستون و حنا[8]، ۲۰۱۴)، کاهش رفاه عمومی (لی[9]، ۲۰۱۴؛ دارسین[10]، ۲۰۱۷)، افزایش جرایم و خشونت (باندی و همکاران[11]، ۲۰۱۸؛ لی[12]، ۲۰۱۸)، آلودگی اکوسیستم‌ها (جونز و همکاران[13]، ۲۰۱۴؛ پِرسون و همکاران[14]، ۲۰۱۰) و

1. Shieh (2014)
2. Furie and Balbus (2012)
3. Stavropoulos (2018)
4. Eglin (2001)
5. Martinez (2018)
6. Li (2016)
7. Arceo-Gomez (2012)
8. Greenstone and Hanna (2014)
9. Li (2014)
10. Darçın (2017)
11. Bondy (2018)
12. Li (2018)
13. Jones (2014)
14. Persson (2010)

نظایر آن شود. به همین دلیل، سیاست‌گذاران و اقتصاددانان آلودگی هوا را یکی از موانع اصلی برای توسعه اقتصادی کشورها می‌دانند (ایتو و ژانگ[1]، ۲۰۱۶؛ عثمان و همکاران[2]، ۲۰۱۹).

بر اساس آمار ارائه شده از سوی بانک جهانی در مورد خسارات ناشی از آلودگی هوا در ایران، در سال ۲۰۰۴ میلادی خسارت ناشی از آلودگی هوا در حدود ۷ میلیارد دلار، این میزان در ۲۰۰۶ میلادی به ۸ میلیارد دلار، در ۲۰۱۰ میلادی بـه ۱۰ میلیارد دلار و در سال ۲۰۱۶ به ۱۶ میلیارد دلار در سال رسیده است (قراگوزلو و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۵۹). از نخستین و مهمترین چالش محیط زیستی کشور در بخش کیفیت هوا، آلودگی هوای کلان‌شهر تهران به دلیل شرایط خاص جغرافیایی، اقلیمی و استراتژیک است که با توجه به پیامدهای زیان‌بار آن در بخش سلامت و کیفیت زندگی شهروندان تهران، از ملموس‌ترین معضلات محیط زیستی کلان‌شهر تهران و از دغدغه‌های سیاست‌گذاران، مدیران و برنامه‌ریزان شهری است (زبردست و ریاضی، ۱۳۹۴؛ عرب و میرکریمی، ۱۳۹۴). شهروندان تهرانی هر ساله ۷/۲ میلیون تن سم از طریق هوا استنشاق می‌کنند که در ریه آن‌ها رسوب می‌کند. آلودگی هوای تهران موجب افزایش ۶۰ درصدی بیماری‌های تنفسی و کاهش عمر متوسط ساکنین تا پنج سال شده است. طبق تخمین‌ها، آمار مرگ‌ومیر ناشی از آلودگی هوا در تهران روزانه ۲۷ نفر و در سال حدود چهار هزار نفر است و این هشداری است برای سیاست‌گذاران، مدیران و برنامه‌ریزان شهری که باید هر چه سریع‌تر از چرخه جهانی آلودگی هوا دور شوند (گزارش راهبردی مدیریت و اقتصاد، ۱۳۹۵: ۱۵).

کاهش آلودگی هوا نیازمند تعامل مشترک و مستمر میان شهروندان و مسئولان دولتی است (گراس برندت و لیو[3]، ۲۰۱۶؛ ژانگ و چن[4]، ۲۰۱۸). برای رسیدن به یک تعامل مشترک بین شهروندان و دولت باید رفتار و ترجیحات هر یک از طرفین مورد ارزیابی قرار گیرد. ترجیحات و وظایف دولت در قالب قانون به نظام اجرایی ابلاغ می‌شود و دولت باید وظایف قانونی خود را عمل کند (صمدی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۴۲). از طرفی اجرای سیاست‌گذاری در رابطه با کنترل و پیشگیری از آلودگی هوا نیازمند مشارکت مردم است. لذا شناخت میزان آگاهی‌های محیط زیستی و ترجیحات افراد برای حل این مشکل ضروری است (چین و همکاران[5]، ۲۰۱۹: ۳). یکی از روش‌ها در تعیین ترجیحات افراد و میزان مشارکت اقتصادی آن‌ها در برخورد با کالاها و خدمات

1. Ito and Zhang (2016)
2. Usman (2019)
3. Grossberndt and Liu (2016)
4. Zhang and Chen (2018)
5. Chin (2019)

غیر بازاری، روش ارزش‌گذاری مشروط است که در زمینه کاهش اثرات آلودگی کاربرد فراوانی دارد (این و همکاران[1]، ۲۰۱۸؛ فیلیپینی و مارتینز کروز[2]، ۲۰۱۶؛ وانگ و همکاران[3]، ۲۰۱۵) و در این پژوهش به منظور برآورد تمایل به پرداخت شهروندان برای بهبود کیفیت هوا استفاده شد.

با توجه به موقعیت خاص جغرافیایی کلان‌شهر تهران و قرارگیری آن در کنار رشته‌کوه‌ها و تجمع مواد آلاینده در هوای سطحی، این شهر به یکی از آلوده‌ترین شهرهای کشور از نظر میزان آلاینده هوا تبدیل شده است که ساکنان آن آلودگی هوای شدیدی را طی این سالیان تجربه می‌کنند. با توجه به وسعت کلان‌شهر تهران، منطقه پنج تهران به عنوان جامعه آماری انتخاب شد. قبل از شکل‌گیری منطقه ۲۲ شهر تهران، منطقه ۵ غربی‌ترین حد شهر تهران را تشکیل می‌داد. با این حال، پایین بودن نرخ زمین و مهاجرت‌های بی‌رویه در دو دهه گذشته، سبب تراکم جمعیت این منطقه شده است. این منطقه به دلیل جانمایی اشتباه بسیاری از کاربری‌ها همچون پایانه اتوبوس‌های برون‌شهری غرب، همجواری با فرودگاه مهرآباد، وجود اتوبان تهران- کرج به عنوان دروازه ورودی به شهر تهران و تعدد پایانه‌های اتوبوسرانی درون‌شهری با وجود ۵۵۷ دستگاه اتوبوس بر پایه سوخت دیزل یکی از مناطق آلوده تهران است. همچنین این منطقه با توجه به جهت غربی به شرقی بادهای تهران یکی از مناطق انتشاردهنده آلاینده‌های مضر سلامت به مناطق دیگر تهران است. از آن‌جا که مسائل مربوط به کیفیت هوا نقش مهمی در سلامت انسان‌ها، افزایش رفاه اجتماعی و بهره‌وری اقتصادی شهروندان دارد، لذا نیاز است راهکارهای مناسب جهت کنترل آلودگی در این منطقه از سوی سازمان‌های مسئول و با مشارکت شهروندان صورت بگیرد تا بدین طریق از تولید و همچنین انتشار آلاینده به مناطق دیگر جلوگیری به عمل آید. لذا در این پژوهش یک بخش از عوامل تأثیرگذار در مسیر برنامه‌ریزی‌های اقتصادی و حرکت به سمت کاهش آلودگی که مشارکت مردمی است با هدف برآورد تمایل به پرداخت شهروندان منطقه ۵ برای کمک به سازمان شهرداری تهران به منظور بهبود کیفیت هوا مورد توجه قرار گرفته است. با توجه به این‌که عوارض پرداختی از مردم به عنوان یک منبع مالی جهت تأمین بودجه خدمات عمومی در شهرداری به منظور بهبود کیفیت هوا است، لذا نیاز است سازمان شهرداری این بودجه را صرفاً و منحصراً در این زمینه هزینه نماید. با توجه به اینکه ۶۷ درصد از اتوبوس‌های این منطقه دیزل هستند و نقش تأثیرگذاری در آلودگی هوای این منطقه دارند، در این پژوهش امکان‌سنجی خرید

[1]. Yin (2018)
[2]. Filippini and Martínez-Cruz (2016)
[3]. Wang (2015)

اتوبوس‌های الکتریکی با استفاده از مشارکت مردمی در دوره یک ساله و فواید مربوط به این مسئله از لحاظ کاهش هزینه‌های آلودگی هوا، آلودگی صوتی، مصرف سوخت و هزینه‌های مربوط به نگهداری اتوبوس‌های دیزل مورد بررسی قرار گرفته است.

۲- مبانی نظری

اقتصاد محیط زیست یکی از ابزارهای مهم برای تصمیم‌گیران به منظور حفاظت از منابع طبیعی است که از طریق آن می‌توان منافع و هزینه‌های یک سیاست اقتصادی خاص و اثرات احتمالی آن بر بخش‌هایی همچون تغییرات آب و هوایی، تخریب اراضی، آلودگی، تنوع زیستی و نظایر آن را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد (مک کارتی[۱]، ۲۰۱۹؛ فریمن و همکاران[۲]، ۲۰۱۴). در بحث اقتصاد محیط زیست، استفاده بهینه از این مواهب طبیعی برای رسیدن به توسعه پایدار همواره مورد نظر بوده است. در این راستا، استفاده بهینه زمانی موضوعیت پیدا می‌کند که بتوان تخمینی از ارزش واقعی منابع مورد استفاده ارائه نمود چرا که ارزش واقعی هر منبع گویای قیمت اقتصادی و یا هزینه فرصت کاربرد آن منبع است (امیرنژاد و اژدری، ۱۳۹۰: ۹۶).

از آن‌جا که برای بیشتر منافع به دست آمده از منابع طبیعی و محیط زیست بازاری وجود ندارد سعی می‌شود این‌گونه منافع در غیاب بازار، با بازارهای مصنوعی ارزش‌گذاری شود. رایج‌ترین روش از این نوع ارزش‌گذاری، روش ارزش‌گذاری مشروط است (کایرو وانیویک و همکاران[۳]، ۲۰۱۴؛ تامبور و همکاران[۴]، ۲۰۱۴؛ وانگ و همکاران، ۲۰۱۵). روش ارزش‌گذاری مشروط عموماً به عنوان یکی از ابزارهای انعطاف‌پذیر در برآورد ارزش‌های غیر بازاری منابع محیط زیستی شناخته می‌شود که با لحاظ کردن ارزش خدمات اکوسیستمی، از استفاده بیش از اندازه از منابع جلوگیری به عمل می‌آورد (لیگوس[۵]، ۲۰۱۸: ۷۶۵). در این روش میزان «تمایل به پرداخت[۶]» و یا میزان «تمایل به دریافت[۷]» برای تغییرات به وجود آمده در خدمات محیط زیستی از طریق پرسش مستقیم از مردم در یک بازار فرضی مورد بررسی قرار می‌گیرد. تمایل به پرداخت حداکثر هزینه‌ای است که افراد برای حفظ و یا ایجاد تغییر مثبت در محیط زیست حاضر به پرداخت هستند در حالی

1. Mc Carthy (2019)
2. Freeman (2014)
3. Kairu-Wanyoike (2014)
4. Tambor (2014)
5. Ligus (2018)
6. Willing to Pay (WTP)
7. Willing to Accept (WTA)

که تمایل به دریافت حداقل هزینه‌ای است که افراد برای چشم‌پوشی از یک منفعت محیط زیستی حاضر به دریافت هستند (باکر و روتینگ[1]، ۲۰۱۴؛ فریمن و همکاران، ۲۰۱۴). هر دو این روش‌ها به منظور تعیین قیمت بهینه برای منابع محیط زیستی استفاده می‌شود و هدف آن پر کردن خلأ میان سودآوری اقتصادی و هزینه‌های محیط زیستی است (لیو و همکاران[2]، ۲۰۱۸: ۱۶۱۴).

۳- سابقه تحقیق

تاکنون مطالعات بسیاری در کشورهای مختلف جهان در زمینهٔ ارزش‌گذاری کالاهای محیط زیستی همچون هوای پاک و بهبود کیفیت آن انجام شده است. وانگ و همکاران (۲۰۱۵) تمایل به پرداخت خانوارها برای کاهش بیماری‌های تنفسی کودکان از طریق بهبود کیفیت هوا را با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط در شهر شانگهای چین بررسی کردند. بدین منظور ۹۷۵ مصاحبه حضوری با والدین در جامعه شهر شانگهای و همچنین یک بیمارستان انجام دادند. آن‌ها بیان نمودند که ۷۰/۲ درصد از والدین در محیط بیمارستان و ۵۲/۶ درصد از والدین در جامعه شهری حاضر به پرداخت هزینه‌ای به میزان ۵۰۴ و ۴۲۸ یوآن در سال هستند. همچنین آن‌ها بیان کردند درآمد کم و اعتقاد به وظیفه دولت‌ها و نهادهای مسئول در بهبود کیفیت هوا از دلایل مهم در عدم تمایل به پرداخت والدین بوده است. این مطالعه نشان داد که والدین در شانگهای تمایل به پرداخت هزینه‌هایی برای بهبود کیفیت هوا دارند و سلامت کودکان می‌تواند انگیزه مشارکت و حمایت شهروندان در بهبود کیفیت هوا را ایجاد کند. بنابراین، بیمارستان‌ها مکان‌های مناسبی برای ارتقاء آموزش شهروندان در زمینه کیفیت هوا و گسترش تبلیغات در این حوزه است. اختر و همکاران[3] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی تمایل به پرداخت خانوارهای لاهور پاکستان به منظور بهبود کیفیت هوا با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط پرداختند. نتایج نشان داد که بیش از ۹۲/۵ درصد خانوارها حاضر به پرداخت هزینه ۹/۸۶ دلار در ماه هستند و بیان نمودند که درآمد سالانه خانوار، سابقه بیماری‌های تنفسی و شدت آلودگی محیط زندگی از عوامل مؤثر بر تمایل پرداخت بود. آن‌ها بیان نمودند که علی‌رغم این واقعیت که پاکستان در میان کشورهای کم‌درآمد قرار دارد و بودجه ناچیزی به بهبود کیفیت هوا اختصاص می‌دهد با این حال، مردم پاکستان مایل به پرداخت هزینه اقتصادی برای کاهش بار آلودگی هستند.

---

1. Baker and Ruting (2014)
2. Liu (2018)
3. Akhtar (2017)

لییو و همکاران (۲۰۱۸) نیز تمایل به پرداخت بهبود کیفیت هوا در شهر نانچانگ چین را بررسی کردند. نتایج نشان داد که از ۶۰۰ خانوار مورد بررسی، بیش از نیمی از پاسخ دهندگان (۵۳٪) تمایل به پرداخت برای بهبود کیفیت هوا دارند. نتایج تجزیه و تحلیل رگرسیون لجستیک چند متغیره نشان داد که متغیرهای شغل، منطقه محل سکونت، سطح تحصیلات، درآمد سالانه خانوار و تجربه سفر از عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت بوده است. مواتاز و همکاران[1] (۲۰۱۶) در پژوهشی به ارزیابی اتوبوس‌های هیبریدی، پیل سوختی و دارای باتری از نظر اقتصادی، محیط زیستی و عملیاتی پرداختند. در این پژوهش اتوبوس‌ها از لحاظ هزینه خرید، نگهداری، زیرساخت‌های مورد نیاز جهت اجرا و میزان تولید گازهای گلخانه‌ای و همچنین میزان مصرف انرژی و مدت زمان سوخت‌گیری بررسی شدند. نتایج آن‌ها نشان داد که اتوبوس‌های هیبریدی اثر چشمگیری در کاهش میزان تولید گازهای گلخانه‌ای نداشته و تنها برای اهداف کوتاه‌مدت مناسب است، اما اتوبوس‌های پیل سوختی و دارای باتری عملکرد بسیار مؤثری دارند و اتوبوس‌های الکتریکی دارای باتری شبانه بهترین گزینه برای ناوگان اتوبوسرانی است.

فیروز زارع و قربانی (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای با هدف تعیین ارزش اقتصادی بهبود کیفیت هوای شهر مشهد و عوامل مؤثر بر آن، از روش ارزش‌گذاری مشروط و الگوی دو مرحله‌ای هکمن در دو منطقه پرآلوده و متوسط آلوده استفاده نمودند. آن‌ها نتیجه گرفتند که ارزش کل ۳۰ درصد بهبود وضعیت آلودگی هوا از دیدگاه شهروندان ارزشی معادل ۱۲,۳۷۰ میلیارد ریال در ماه دارد. همچنین بر اساس نتایج این مطالعه متغیرهای تحصیلات، سن، نوع منطقه محل سکونت افراد، جنسیت و داشتن فرزند متغیرهای مؤثر بر تصمیم افراد به تمایل به پرداخت برای کاهش آلودگی هوا هستند. صمدی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به ارزیابی ترجیحات و برآورد تمایل به پرداخت شهروندان اصفهانی به منظور استفاده از هوای پاک با استفاده از رویکرد مدل‌سازی انتخاب و مدل لاجیت شرطی پرداختند. نتایج حاکی از آن است که افراد برای بهبود وضعیت و کاهش اثرات آلودگی هوا حاضر به پرداخت ۷۵۰۰۰ ریال در طول یک فصل هستند. نتایج نشان داد که متغیرهای سن، تأهل، بعد خانوار، تحصیلات، مخارج ماهیانه و بومی بودن باعث افزایش تمایل به پرداخت شده است.

خوش‌اخلاق وستوده‌نیا کرانی (۱۳۹۱) در پژوهشی عوامل مؤثر بر میزان غلظت آلاینده‌های هوایی شهر یزد و هزینه‌های محیط زیستی ناشی از آن بر ساکنان این شهر را با استفاده از روش ارزیابی

[1]. Moataz (2016)

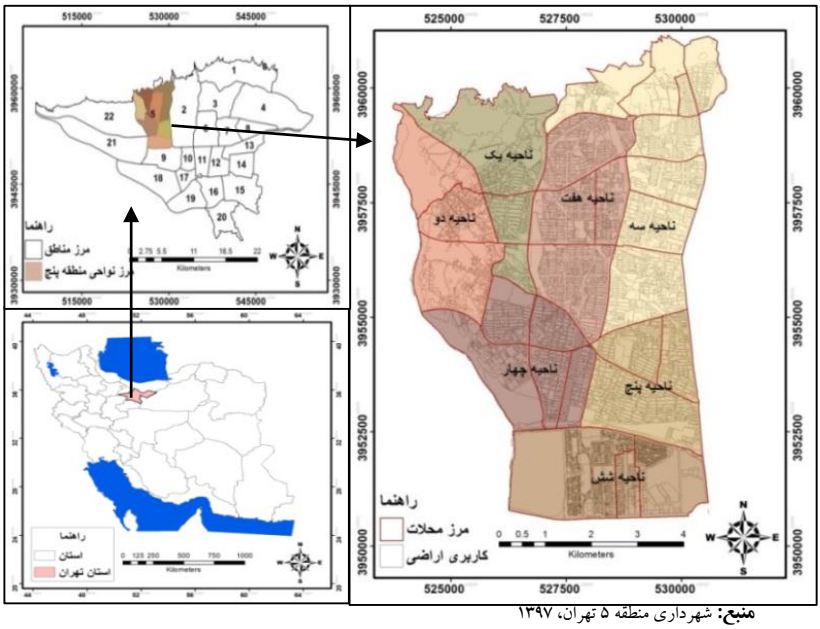
مشروط ارزیابی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که هر شهروند یزدی حاضر است برای جلوگیری از بدتر شدن کیفیت هوا، سالانه مبلغ ۴۹۳۷۰ ریال از مالیات آن‌ها در این زمینه هزینه شود. آن‌ها بیان نمودند که از نظر شهروندان یزدی، برای حفظ کیفیت هوا با توجه به روند افزایش آلودگی هوا، رقم بودجه تخصیص یافته کافی نبوده است و ضرورت دارد که این میزان به سه برابر بودجه همان سال افزایش یابد. بهجتی و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای رابطه بین کیفیت پایین هوا و تمایل به پرداخت ساکنان شهر تهران برای بهبود کیفیت هوا را با استفاده از روش هکمن دو مرحله‌ای بررسی کردند. نتایج نشان داد که ۵۵/۷ درصد پاسخ‌دهندگان حاضر به پرداخت هزینه‌ای به میزان ۳۵۰۰ ریال به ازای هر نفر در ماه هستند. نتایج آن‌ها نشان داد که زنان، افراد مبتلا به بیماری تنفسی و افراد ساکن در منطقه آلوده تمایل به پرداخت بیشتری نسبت به بقیه گروه‌ها دارند. اسکندری دامنه و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای تمایل به پرداخت شهروندان شهرستان اهواز را در رابطه با بهبود کیفیت هوا در مواجهه با پدیده گرد و غبار با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط و مدل لوجیت در سطح کاهش آلودگی معمولی و سطح استانداردهای بین‌المللی بررسی کردند. نتایج نشان داد که در هر دو سطح مورد بررسی، متغیرهای درآمد و سن بر احتمال پذیرش قیمت تأثیر مثبت و متغیر مبلغ پیشنهادی بر احتمال پذیرش قیمت تأثیر منفی دارد. در این پژوهش تمایل به پرداخت سطوح پیشنهاد اول و دوم ۱۰۶۱۹ و ۲۴۸۵۱ ریال برآورد شد. اشرفی و همکاران (۱۳۹۷) پژوهشی در زمینه بررسی اثرات گسترش اتوبوس‌های تندرو شهری بر ترافیک و آلودگی هوا در مسیر دانشگاه آزاد به سمت میدان آزادی تهران انجام دادند. یافته‌های آن‌ها بر اساس مقایسه دو سناریو وجود و عدم وجود BRT نشان داد که وجود اتوبوس‌های تندرو، انتشار گازهای گلخانه‌ای به خصوص دی‌اکسیدکربن را به میزان ۴۳۶۱/۱۹ کیلوگرم در طول ۱۲ ساعت اندازه‌گیری شده کاهش داد. آن‌ها اتوبوس‌های تندرو را یک گزینه مناسب برای کاهش آلودگی هوای تهران عنوان کردند.

۴- منطقه مورد مطالعه

منطقه ۵ شهرداری تهران یکی از ۲۲ منطقه شهری است که در شمال غرب تهران واقع شده است. این منطقه مساحت ۵۴۲۸ کیلومتری دارد که به ۷ ناحیه و ۲۹ محلّه تقسیم شده و در شکل ۱ نشان داده شده است. جمعیت منطقهٔ ۵ در سرشماری سال ۱۳۹۵ بالغ بر ۸۵۶ هزار و ۵۶۵ نفر (متشکل از ۲۹۱۶۶۵ خانوار) بوده است.

۵- روش تحقیق

پژوهش حاضر از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش تحقیق، توصیفی- تحلیلی است. در این پژوهش تلاش شد تا تمایل به پرداخت شهروندان منطقه ۵ برای کمک به نهاد شهرداری تهران به منظور بهبود کیفیت هوا برآورد شود و در گام بعد فواید و هزینه‌های اجرای طرح خرید اتوبوس‌های الکتریکی و جایگزینی با اتوبوس‌های فرسوده دیزل با استفاده از این مشارکت مردمی در یک دوره یک ساله تحلیل شود.



منبع: شهرداری منطقه ۵ تهران، ۱۳۹۷

شکل ۱: منطقه مورد مطالعه

۵-۱- مدل برآورد میزان تمایل به پرداخت

برای محاسبه میانگین تمایل به پرداخت بهبود کیفیت هوای ساکنان منطقه ۵ تهران از روش ارزش‌گذاری مشروط استفاده شد. همچنین، از روش رگرسیون لجستیک برای به‌دست آوردن عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت استفاده شد. در این روش تجزیه و تحلیل رگرسیون بر پایه متغیرهای وابسته و متغیرهای طبقه‌بندی باینری (یا صفر و یک یا دوتایی) صورت می‌گیرد. متغیر وابسته برای ارزش‌گذاری کیفیت هوا، مبلغ پیشنهادی برای بهبود کیفیت هوا است. فرد در شرایطی

حاضر به پرداخت برای بهبود کیفیت هوا خواهد بود که مطلوبیت برای این کار برای او، نسبت به زمانی که این کار صورت نگیرد، بیشتر باشد (پارک و لومیس[1]، ۱۹۹۶: ۱۵۰). به بیان ریاضی:

$$U(1, Y - A; S) + \varepsilon_1 \geq U(0, Y; S) + \varepsilon_0 \qquad (۱)$$

که در آن: U مطلوبیت غیر مستقیمی است که فرد به دست می‌آورد؛ Y درآمد فرد و A مبلغ پیشنهادی و S دیگر ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی است که تحت سلیقه فردی می‌باشد. ε_1 و ε_0 متغیرهای تصادفی با میانگین صفر هستند که به طور تصادفی و مستقل از همدیگر توزیع شده‌اند. تفاوت ایجاد شده در مطلوبیت ΔU در اثر بهبود کیفیت هوا در رابطه ۲ توصیف می‌شود.

$$\Delta U = U(1, Y - A; S) - U(0, Y; S) + (\varepsilon_1 - \varepsilon_0) \qquad (۲)$$

چنان‌چه ΔU بزرگ‌تر از صفر باشد، بدین معنی است که پاسخ‌دهنده مطلوبیت خود را با گفتن «بله» و موافقت با پرداختن مبلغی برای بهبود کیفیت هوا حداکثر می‌کند. به عبارتی پذیرش فرد برای پرداخت تابعی از A ,Y و S است. متغیر وابسته برای ارزش‌گذاری بهبود کیفیت هوا کیفی بوده و تنها مقادیر صفر و یک را انتخاب می‌کند. در این گونه موارد مدل‌های رگرسیونی با متغیرهای کیفی، مدل‌های مناسبی هستند. به طور کلی برای بررسی رگرسیون‌هایی که دارای متغیر وابسته دوتایی هستند از مدل‌های لوجیت، پروبیت و توبیت استفاده می‌شود. در این پژوهش از مدل لوجیت برای بررسی میزان تأثیر متغیرهای مختلف بر میزان تمایل به پرداخت شهروندان برای بهبود کیفیت هوا استفاده شد. بر اساس الگوی لوجیت احتمال (P_i) این فرد که یکی از پیشنهادها را بپذیرد به‌صورت زیر بیان می‌شود (لی و هان[2]، ۲۰۰۲: ۵۳۴):

$$P_i = F_\eta \Delta U = \frac{1}{1 + \exp(-\Delta U)} = \frac{1}{1 + \exp\{-(\alpha - \beta A + \gamma Y + \theta S)} \qquad (۳)$$

$F_\eta \Delta U$ تابع توزیع تجمعی با اختلاف لجستیک استاندارد است و بعضی از متغیرهای اجتماعی- اقتصادی از جمله درآمد، مبلغ پیشنهادی، سن، جنسیت، اندازه خانوار و تحصیلات در این تحقیق را شامل می‌شود. β، θ و γ ضرایب قابل برآوردی هستند که انتظار می‌رود $\beta \leq 0$، $\gamma > 0$ و $\theta > 0$

[1]. Park and Loomis (1996)
[2]. Lee and Han (2002)

باشند. سه روش برای محاسبه مقدار WTP وجود دارد: روش اول موسوم به متوسط WTP است که از آن برای محاسبه مقدار انتظاری WTP به وسیله انتگرال‌گیری عددی در محدوده صفر تا بی‌نهایت استفاده می‌شود. روش دوم، موسوم به متوسط WTP کل است که برای محاسبه مقدار انتظاری WTP به وسیله انتگرال‌گیری عددی در محدوده ∞- تا ∞+ به‌کار می‌رود و روش سوم موسوم به متوسط WTP قسمتی است و از آن برای محاسبه مقدار انتظاری WTP به وسیله انتگرال‌گیری عددی در محدوده صفر تا پیشنهاد ماکزیمم (A) استفاده می‌شود. از میان این سه روش، روش سوم بهتر است زیرا این روش ثبات و سازگاری محدودیت‌ها با تئوری، کارایی آماری و توانایی جمع شدن را حفظ می‌کند (لی و هان، ۲۰۰۲: ۵۳۵). لذا در این پژوهش، متوسط WTP قسمتی استفاده شده است که از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$E(WTP) = \int_{0}^{MaxA} F_{\eta}(\Delta U)dA = \int_{0}^{Max} \frac{1}{1+\exp\{-(\alpha^{0} - \beta A)\}}dA \qquad (۴)$$

که E(WTP) مقدار پیش‌بینی شده تمایل به پرداخت افراد جامعه است و α^{0} عرض از مبدأ تعدیل شده است که به وسیله جملهٔ اجتماعی- اقتصادی به جملهٔ عرض از مبدأ اصلی اضافه شده است. یکی از اهداف مهم در برآورد مدل لوجیت، پیش‌بینی آثار تغییر در متغیرهای توضیحی بر احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی توسط فرد i است. برای ارزیابی آثار تغییر در هر یک از متغیرهای مستقل بر احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی، باید از رابطه ۴ مشتق جزئی گرفته شود تا اثر نهایی متغیرها به‌دست آید. کشش‌پذیری متغیر k ام در الگوی لوجیت را می‌توان از رابطه ۵ به‌دست آورد:

$$E = \frac{\partial(B'X_k)}{\partial X_k} \cdot \frac{X_k}{B'X_k} = \frac{e^{B'X}}{(1+e^{B'X})^2} \cdot B_k \cdot \frac{X_k}{B'X_k} \qquad (۵)$$

کشش مربوط به هر متغیر توضیحی نشان می‌دهد که تغییر یک درصدی در متغیر k ام باعث تغییر چند درصدی در احتمال موفقیت متغیر وابسته می‌شود.

۵-۲- نحوه جمع‌آوری داده و تعیین حجم نمونه

مهمترین پیش نیاز مطالعات، انتخاب ابزار مناسب برای جمع‌آوری داده است. در این پژوهش، اطلاعات لازم برای تعیین میزان تمایل پرداخت مردم در جهت بهبود کیفیت هوا، به وسیله تکمیل پرسشنامه انتخاب دوگانه دوبعدی[1] و از طریق مصاحبه حضوری به‌دست آمد. جامعه آماری این پژوهش، خانوارهای ساکن در منطقه ۵ شهر تهران هستند؛ که طبق تقسیمات شهرداری تهران در ۷ ناحیه مختلف این منطقه سکونت دارند. روش نمونه‌گیری مورد استفاده در این تحقیق، روش نمونه‌برداری تصادفی طبقه‌بندی شده است. در انتخاب نمونه تصادفی طبقه‌بندی شده چند گام اساسی وجود دارد که عبارتند از: مشخص نمودن طبقات، قرار دادن هر واحد نمونه‌گیری در طبقه مناسب و انتخاب نمونه تصادفی ساده از هر طبقه (فیروز زارع و قربانی، ۱۳۹۰: ۱۳). با در نظر گرفتن این سازوکار و با توجه به درصد خانوار هر ناحیه، براساس رابطه کوکران با ضریب اطمینان ۹۵٪، حجم نمونه تعیین شد که در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: توزیع خانوارها و حجم نمونه مورد نیاز در هر یک از نواحی منطقه ۵

شماره ناحیه	تعداد افراد	تعداد خانوار	مساحت (هکتار)	درصد خانوار	حجم نمونه
۱	۶۶۹۰۱	۲۲۷۸۵	۶۱۰/۷۱	۷/۸	۳۰
۲	۵۳۰۶۰	۱۷۹۰۳	۶۳۶/۷۶	۶/۱	۲۴
۳	۲۰۷۱۰۳	۷۱۱۷۸	۱۳۵۲/۶۶	۲۴/۴	۹۴
٤	۱۳۹۳۸۶	۴۸۱۳۹	۷۰۴/۵۱	۱۶/۵	۶۳
۵	۱۲۸۵۵۰	۴۲۷۸۹	۵۷۹/۵۸	۱۴/۷	۵۶
٦	۷۴۵۷۷	۲۶۲۷۷	۷۴۴/۹۸	۹/۰	۳۵
۷	۱۸۶۹۸۸	۶۲۵۹۴	۷۹۹/۵۳	۲۱/۵	۸۲
منطقه ۵	۸۵۶۵۶۵	۲۹۱۶۶۵	۵۴۲۸/۷۳	۱۰۰	۳۸۴

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۳- ساختار پرسشنامه

به طور کلی پرسشنامه طراحی شده شامل سه بخش است. بخش اول مربوط به سؤالات جمعیت‌شناختی بود. انتظار می‌رود ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی و جمعیت‌شناختی افراد در میزان ترجیحات آن‌ها و تمایل به پرداخت مؤثر باشد که با طرح سؤال‌هایی نظیر سن، جنسیت، وضعیت تأهل، میزان تحصیلات، میزان درآمد و مخارج، تعداد فرزندان و داشتن وسیله نقلیه از پاسخ‌دهنده‌ها سنجیده شد. در بخش دوم، سؤالات دیدگاهی مطرح شد. انتظار بر این است که

[1]. Double- bounded Dichotomous Choice (DDC)

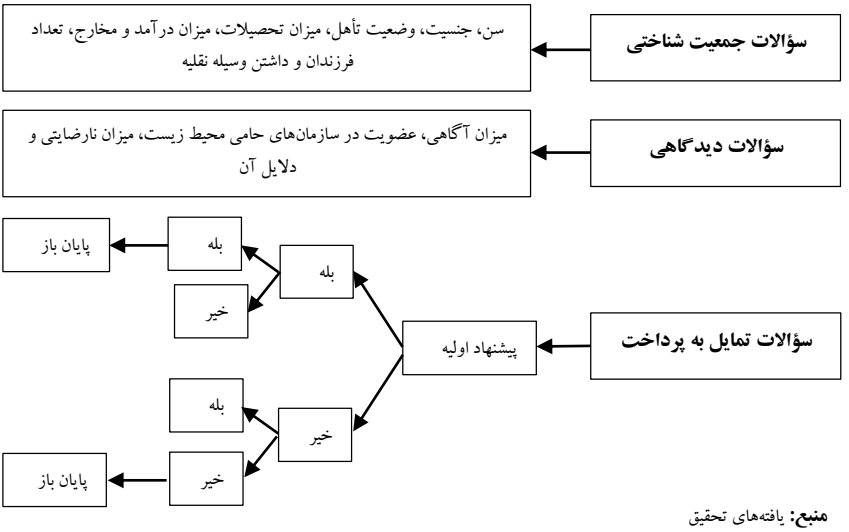
افراد دیدگاه‌ها و آگاهی‌های متفاوتی نسبت به محیط زیست و آلودگی هوای محل زندگی خود داشته باشند. به این منظور نیاز است سؤال‌هایی درباره دیدگاه افراد درباره مسائل آلودگی هوا بر شرایط زندگی آن‌ها پرسیده شود. در بخش سوم سؤال‌های تمایل به پرداخت مطرح شد که به صورت پرسشنامه انتخاب دوگانه دوبعدی طراحی شده است. تکنیک مورد استفاده در این مرحله، تکنیک سؤالات انتها باز و سؤالات انتها بسته است. در سؤالات انتها باز حداکثر و یا حداقل مقداری که افراد برای بهبود کیفیت هوا حاضر به پرداخت هستند پرسیده می‌شود. در سؤالات انتها بسته مبلغی به افراد پیشنهاد شده است و آن‌ها با پاسخ بله یا خیر نظر خود را نسبت به مبلغ پیشنهادی بیان می‌کنند. این مقادیر پیشنهادی بر اساس پیش آزمون انتخاب شدند، بدین صورت که برای تعیین مبلغ پیشنهاد اولیه در روش دوگانه دوبعدی و رفع اشکال‌های احتمالی، ۳۰ پرسشنامه پیش آزمون بدون مشخص کردن مبلغی خاص (به صورت سؤال باز) در بین اساتید، کارشناسان رشته‌های محیط زیست و اقتصاد و شهروندان منطقه ۵ توزیع و در مورد حداکثر تمایل به پرداخت آن‌ها سؤال شد. در نهایت میانگین تمایل به پرداخت مبالغ پیشنهادی محاسبه شد و براساس آن دو حد بالا و پایین برای پیشنهادهای دوم تعیین شد. پس از تعیین مبالغ، پرسشنامه اصلی در بین شهروندان توزیع و در مورد تمایل به پرداخت آن‌ها سؤال شد.

در این پژوهش، سه قیمت پیشنهادی ۳۰۰۰۰، ۵۰۰۰۰ و ۷۰۰۰۰ هزار ریال به صورت پرسش‌های وابسته و مرتبط به هم مطرح شد. بدین صورت که در پرسش اول، قیمت پیشنهادی میانی به این صورت مطرح شده است: آیا حاضرید ماهانه مبلغی برای بهبود کیفیت هوا بپردازید، به‌گونه‌ای که مطمئن باشید در صورت این پرداخت دارای هوایی در حدود استانداردهای هوای سالم در منطقه زندگی خود هستید؟ آیا شما حاضرید ۵۰۰۰۰ ریال از درآمد ماهانه خود را برای بهبود کیفیت هوا در حدود استانداردهای هوای سالم در منطقه زندگی خود بپردازید؟ در صورت بیان پاسخ منفی، قیمت پیشنهادی پایین‌تر (۳۰۰۰۰ ریال) مورد پرسش قرار می‌گیرد و در صورت پاسخ مثبت، قیمت پیشنهادی بالاتر (۷۰۰۰۰ ریال) از شهروندان، پرسیده می‌شود. همچنین در بخش انتهایی عوامل مؤثر بر عدم تمایل یا تمایل به پرداخت پایین برای بهبود کیفیت هوا از پاسخ‌دهندگان پرسیده شد. سپس، جهت تعیین روایی، پرسشنامه در اختیار پنج نفر از اساتید و صاحب‌نظران قرار گرفته و در نهایت، روایی پرسشنامه مورد تأیید قرار گرفته است. همچنین، جهت تعیین اعتبار پرسشنامه از روش آلفای کرونباخ استفاده شده است. به عنوان یک قاعده کلی، حد نصاب مقدار آلفا را ۰/۶ در نظر می‌گیرند و چنانچه مقدار ضریب آلفا بزرگتر و یا مساوی ۰/۶ بود، پرسشنامه از پایایی

بالایی برخوردار بوده و می‌توان به نتایج آن اعتماد کرد (اورساچی و همکاران[1]، ۲۰۱۵؛ تابر[2]، ۲۰۱۸). در این پژوهش ضریب آلفای کل ۰/۸۶ به‌دست آمد که نشان می‌دهد پرسشنامه از قابلیت اطمینان بالایی برخوردار است. ساختار پرسشنامه طراحی شده در شکل ۲ ارائه شده است.

۵-۴- بسته‌های مورد استفاده

در این مطالعه در مراحل مختلف به منظور برآوردها و عملیات آماری مختلف، بسته‌های نرم‌افزاری SPSS، Shazam و Wolfram Alpha مورد استفاده قرار گرفت.



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۲: ساختار پرسشنامه طراحی شده

۵-۵- امکان‌سنجی استفاده از حمل‌ونقل پایدار

وضعیت نامطلوب آلودگی هوا در کلان‌شهر تهران مستقیماً با عملکرد سیستم حمل‌ونقل و ترافیک در آن مرتبط است. این مسئله با توجه به عدم گسترش سیستم حمل‌ونقل عمومی، موجب استفاده بی‌رویه از وسایل نقلیه موتوری توسط شهروندان و انتشار مقادیر زیادی از انواع آلاینده‌های محیط زیستی در سطح شهر شده است (اشرفی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۶۷). از این رو، نیاز است سازمان‌های

[1]. Ursachi (2015)
[2]. Taber (2018)

مسئول اقداماتی را در جهت گسترش سیستم حمل‌ونقل عمومی به منظور کاهش هزینه‌های اقتصادی و بهبود کیفیت هوا انجام دهند. با توجه به این‌که در حدود ۵۵ درصد از اتوبوس‌های درون‌شهری تهران با سوخت دیزل کار می‌کنند و این اتوبوس‌ها یکی از منابع تولید و انتشار آلاینده‌هایی نظیر منواکسید کربن، اکسیدهای نیتروژن، اکسیدهای گوگرد، ترکیبات آلی فرار و ذرات معلق در شهرها به حساب می‌آیند، لذا نیاز است سازمان شهرداری به عنوان یک نهاد مسئول در این زمینه به سمت استفاده از سیستم حمل‌ونقل پایدار همچون استفاده از اتوبوس‌هایی با انرژی‌های تجدیدپذیر و پاک گام بردارد. شهرداری در این راستا می‌تواند از انواع اتوبوس‌های کمتر آلاینده و بدون آلایندگی همچون اتوبوس‌های هیبریدی، پیل سوختی و الکتریکی دارای باتری (لحظه‌ای، شبانه) بهره گیرد. اتوبوس‌های الکتریکی دارای باتری شبانه به‌دلیل مصرف انرژی کمتر و عدم تولید آلایندگی بهترین نوع این اتوبوس‌ها جهت کاهش آلودگی هوا شناخته شده است (لاجونن و لیپمن[1]، ۲۰۱۶؛ مواتاز و همکاران، ۲۰۱۶). با توجه به اینکه ۵۵۷ دستگاه از ۸۲۷ اتوبوس درون‌شهری در منطقه ۵ کلان‌شهر تهران از نوع اتوبوس‌های دیزل همچون مدل‌های بنز O-457، شهاب و اسکانیا و نظایر آن است، در این پژوهش امکان جایگزینی اتوبوس‌های فرسوده دیزلی این منطقه با اتوبوس‌های الکتریکی دارای باتری شبانه مدل BYD-K9 بررسی شد و سپس با استفاده از اطلاعات سازمان اتوبوسرانی شهرداری تهران، مرور منابع داخلی و خارجی و آمار مربوط به میزان مشارکت مردمی اطلاعات لازم برای تحلیل هزینه و فواید محیط زیستی و اقتصادی اجرای این طرح برآورد شد.

۶- نتایج

در این پژوهش، از دو روش آمار توصیفی و روش رگرسیون برای تجزیه و تحلیل داده‌های به دست آمده از پرسشنامه جهت برآورد تمایل به پرداخت شهروندان منطقه ۵ به منظور بهبود کیفیت هوا استفاده شده است و سپس بر اساس اطلاعات موجود، امکان‌سنجی خرید اتوبوس‌های الکتریکی با استفاده از مشارکت مردمی در دوره یک ساله مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن به تفکیک در بخش‌های ذیل ارائه شده است.

[1]. Lajunen and Lipman (2016)

۶-۱- تحلیل‌های توصیفی

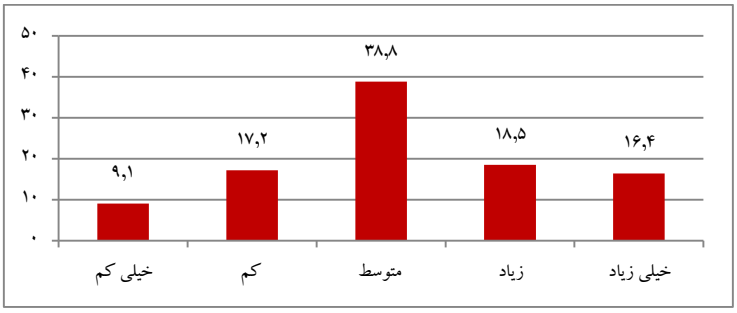
بررسی‌های جمعیت‌شناسی در جدول ۲ نشان می‌دهد که ۵۶ درصد پاسخ‌دهندگان مرد و ۴۴ درصد زنان بوده‌اند. از نظر سن، بیشترین درصد جمعیت پاسخ‌دهندگان (۳۵/۴٪) افراد بین ۳۵ تا ۴۵ سال است. بیشترین فراوانی میزان تحصیلات مربوط به افراد دارای مدرک کارشناسی با ۴۳/۵ درصد بوده است. ۸۱/۸ درصد از پاسخ‌دهندگان متأهل هستند و میانگین اندازه خانوار پاسخ‌دهندگان ۲/۹۶ نفر بود. بر اساس نتایج، بیشتر خانوارها درآمد ماهانه بین ۲ تا ۴ میلیون تومان در ماه دارند و ۷۷/۱ درصد از افراد دارای وسیله نقلیه شخصی هستند. همچنین بر اساس نتایج، ۱۸/۸ درصد از خانوارها، افراد با سابقه بیماری‌های تنفسی و قلبی در خانواده دارند و تقریباً ۲۲/۴ درصد از پاسخ‌دهندگان در گروه‌های محیط زیستی، انجمن‌ها و یا در شبکه‌های مجازی حامی مسائل محیط زیستی عضو بودند.

جدول ۲: ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی پاسخ‌دهندگان

متغیر	میانگین	مد	انحراف معیار	توضیحات
سن	۲/۸۵	۳	۱/۰۰۱	۱۸ تا ۲۵ سال = ۱؛ ۲۵ تا ۳۵ سال = ۲؛ ۳۵ تا ۴۵= ۳؛ بالاتر از ۴۵ سال= ۴
جنسیت	۰/۴۴	۰	۰/۴۹	مرد=۰ زن=۱
وضعیت تأهل	۰/۸۲	۱	۰/۳۹	مجرد=۰ متأهل= ۱
تحصیلات	۲/۹۷	۳	۰/۸۹۵	دیپلم و زیردیپلم= ۱؛ فوق‌دیپلم= ۲؛ کارشناسی= ۳؛ کارشناسی ارشد و بالاتر= ۴
درآمد ماهانه خانوار	۲/۴۶	۳	۱/۱	۱ تا ۲ میلیون تومان=۱؛ ۲ تا ۳ میلیون تومان=۲؛ ۳ تا ۴ میلیون تومان= ۳؛ بالاتر از ۴ میلیون تومان= ۴
تعداد افراد خانوار	۲/۹۶	۳	۱/۲۲	-
عضویت در گروه‌های محیط زیستی	۰/۲۲	۰	۰/۴۱۷	خیر=۰ بله=۱
داشتن وسیله نقلیه شخصی	۰/۷۷	۱	۰/۴۲	خیر=۰ بله=۱
ابتلا به بیماری‌های تنفسی	۰/۱۹	۰	۰/۳۹۱	خیر=۰ بله=۱

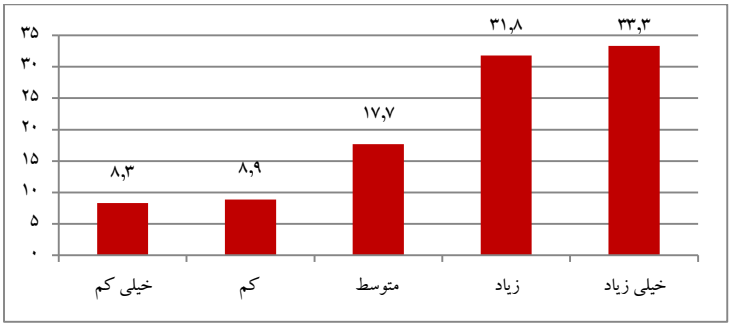
منبع: محاسبات تحقیق

همچنین سؤالاتی از پاسخ‌دهندگان در زمینه میزان آگاهی شهروندان از اثرات آلودگی هوا بر شرایط سلامتی، رفاهی و اقتصادی آن‌ها مطرح شد که در شکل ۳ نشان داده شده است. میانگین امتیاز به دست آمده از این گویه ۳/۱۶ می‌باشد که در حد متوسط است و نشان می‌دهد ۳۸/۸ درصد افراد آگاهی متوسط، ۱۸/۵ درصد آگاهی زیاد و ۱۶/۴ درصد آگاهی خیلی زیاد با اثرات آلودگی هوا بر شرایط سلامتی، رفاهی و اقتصادی خود دارند. مقدار متوسط این گویه می‌تواند در رفتارهای محیط زیستی شهروندان بسیار مؤثر باشد زیرا افراد بر اساس میزان آگاهی، خود را مسئول حفاظت از محیط زیست می‌دانند. همچنین در ارتباط با میزان نارضایتی از کیفیت هوای منطقه محل سکونت خود، میانگین امتیاز ۳/۷۳ به‌دست آمد که نشان می‌دهد میزان نارضایتی خانوارهای نواحی منطقه ۵ تهران از کیفیت هوای محل سکونت خود در حد متوسط به بالا هست به‌طوری که ۱۷/۷ درصد گزینه متوسط، ۳۱/۸ درصد زیاد و ۳۳/۳ گزینه خیلی زیاد را انتخاب نموده‌اند که در شکل ۴ نشان داده شده است.



منبع: محاسبات تحقیق

شکل ۳: میزان آگاهی شهروندان از اثرات آلودگی هوا بر شرایط سلامتی، رفاهی و اقتصادی



منبع: محاسبات تحقیق

شکل ۴: میزان نارضایتی شهروندان از کیفیت هوای منطقه محل سکونت خود

در مرحله بعد دلایل نارضایتی آن‌ها از کیفیت هوا از خانوارهای ساکن در منطقه ۵ پرسیده شد. بر اساس نتایج جدول ۳، بیشترین میزان نارضایتی از مشکلات پنج‌گانه مربوط به آلودگی هوا در بین افراد مربوط به آثار مخرب بر سلامتی است که در حدود ۲۸/۹ درصد از پاسخ‌دهندگان این مشکل را در اولویت اول قرار داده‌اند. همچنین مشکلات تنفسی، دید ضعیف و سوزش چشم و ریزگرد و غبار سیاه به‌ترتیب با ۲۸/۶، ۲۰/۳ و ۱۴/۳ درصد فراوانی از اولویت‌های دوم تا چهارم مشکلات آلودگی هوا از دیدگاه افراد را به خود اختصاص داده است. از دیدگاه آن‌ها، مشکل اثر مخرب آلودگی هوا بر محیط زیست شهری با درصد فراوانی ۷/۸ در اولویت آخر قرار دارد.

جدول ۳: رتبه‌بندی مهمترین مشکلات آلودگی هوا از دیدگاه پاسخ‌دهندگان

شرح	ریزگرد و غبار سیاه	دید ضعیف و سوزش چشم	مشکلات تنفسی	اثر مخرب بر محیط زیست شهری	اثر مخرب بر سلامتی
درصد فراوانی	۱۴/۳	۲۰/۳	۲۸/۶	۷/۸	۲۸/۹

منبع: محاسبات تحقیق

۶-۲- تمایل به پرداخت شهروندان برای بهبود کیفیت هوا

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد، ۵۲/۳ درصد از افراد به هر دو پیشنهاد مبلغ میانی ۵۰۰۰۰ ریال و پیشنهاد مبلغ ۷۰۰۰۰ ریال پاسخ مثبت داده‌اند که ۷۲/۱ درصد از این افراد تمایل به پرداخت بالاتر از مبلغ پیشنهادی ۷۰۰۰۰ ریال در ماه داشته‌اند و مبالغ ۸۰۰۰۰ تا ۱۰۰۰۰۰ هزار ریال با ۴۳/۳ درصد فراوانی بیشترین مبلغ پیشنهادی از سمت پاسخ‌دهندگان است. از طرف دیگر، تعداد افرادی که پیشنهاد مبلغ میانی را پذیرفته ولی پیشنهاد مبلغ بالاتر را رد کرده‌اند ۱۴/۳ درصد از حجم کل نمونه را تشکیل می‌دهند. افرادی که پیشنهاد مبلغ میانی را نپذیرفته و پیشنهاد مبلغ کمتر (۳۰۰۰۰ ریال) را پذیرفته‌اند ۱۹/۳ درصد از نمونه را تشکیل داده و افرادی که هیچ کدام از مبالغ را نپذیرفته‌اند و یا تمایل به پرداخت کمتر از مبلغ پیشنهادی داشتند ۱۴/۱ درصد از نمونه مورد بررسی را تشکیل می‌دهند. از این افراد ۶۱/۹ درصد تمایل به پرداخت مبالغ ۵۰۰۰ تا ۱۵۰۰۰ ریال داشته‌اند و ۳۵/۲ درصد از این افراد نیز بیان نمودند که هیچ تمایلی به پرداخت هزینه ندارند. بر اساس نتایج، ۸۵/۹ درصد از خانوارهای مورد بررسی مبالغ پیشنهادی برای بهبود کیفیت هوا را پذیرفتند.

جدول ۴: آماره توصیفی پاسخ به پیشنهادهای مطرح شده به منظور بهبود کیفیت هوا

پاسخ به پیشنهاد میانی	پاسخ به پیشنهاد دوم		جمع
	خیر	بلی	
بلی	۵۵ (٪۱۴/۳)	۲۰۱ (٪۵۲/۳)	۲۵۶ (٪۶۶/۶)
خیر	۵۴ (٪۱۴/۱)	۷۴ (٪۱۹/۳)	۱۲۸ (٪۳۳/۴)
جمع	۱۰۹ (٪۲۸/۴)	۲۷۵ (٪۷۱/۶)	۳۸۴ (٪۱۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق

همچنین، از افرادی که تمایل به پرداخت نداشتند و یا تمایل به پرداخت کمی دارند در رابطه با علل عدم پرداخت یا تمایل به پرداخت پایین سؤال شد. در توضیحی که از این افراد برای دلیل رد قیمت پیشنهادی خواسته شده است (جدول ۵)، ۳۶/۷ درصد افراد ردکننده قیمت پیشنهادی، دولت و سازمان‌های ذیربط همچون سازمان محیط زیست و شهرداری را مسئول رسیدگی به بهبود کیفیت هوا می‌دانند. ۲۱/۱ درصد از افراد حل سایر معضلات اقتصادی همچون بیکاری را در اولویت خود دانسته و از پرداخت هزینه اجتناب نمودند. ۱۷/۲ درصد از افراد به دلیل عدم اعتماد به کارایی سازمان‌های ذیربط در مدیریت مناسب در بهبود کیفیت هوا و کنترل آلودگی از پرداخت پول اجتناب نمودند و ۶/۳ درصد از افراد صاحبان صنایع آلوده‌کننده را مسئول بهبود کیفیت هوا می‌دانند و ۱۸/۸ درصد نیز دلیل عدم تمایل به پرداخت خود را درآمد پایین عنوان کرده‌اند و در نهایت هیچ شخصی معتقد نبود که کیفیت هوا در حال حاضر خوب است.

جدول ۵: دلایل افراد از عدم تمایل به پرداخت یا تمایل به پرداخت پایین برای بهبود کیفیت هوای شهر

دلیل	اولویت سایر معضلات اقتصادی	درآمد پایین و هزینه بالای زندگی	وظیفه صاحبان صنایع آلوده‌کننده	عدم اعتماد به سازمان‌های ذیربط	از وظایف سازمان محیط زیست و شهرداری	خوب بودن کیفیت هوا
درصد فراوانی	۲۱/۱	۱۸/۸	۶/۳	۱۷/۲	۳۶/۷	۰

منبع: محاسبات تحقیق

۶-۳- تمایل به پرداخت با رگرسیون لجستیک

در این پژوهش، متغیر وابسته پذیرش مبلغ پیشنهادی است که مقادیر صفر و یک دارد و متغیرهای میزان پیشنهاد، تحصیلات، سن، جنسیت، درآمد، نگرانی از کیفیت هوا، نارضایتی از کیفیت هوا، سابقه بیماری‌های تنفسی، داشتن وسیله نقلیه شخصی، عضویت در گروه‌های محیط زیستی و تعداد

افراد خانوار به عنوان متغیرهای مستقل معرفی شدند. درصد پیش‌بینی صحیح مدل[1] برآورد شده بالغ بر ۸۵/۱۶ درصد است و از آن‌جا که مقدار قابل قبول این آماره برای الگوهای لوجیت برابر با ۷۰ درصد است، لذا مقدار درصد پیش‌بینی صحیح به دست آمده در این الگو، رقم مطلوبی را نشان می‌دهد. همچنین برای بررسی معنی‌داری کلی رگرسیون برآورد شده، از آماره نسبت راست‌نمایی[2] استفاده شد. مقدار این آماره در درجه آزادی ۱۱ برابر با ۴۳۲/۸۳ بوده است و از آن‌جا که این مقدار بالاتر از مقدار ارزش احتمال ارائه شده است، لذا کل الگوی برآوردی از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنی‌دار است. مقادیر ضرایب تعیین کراگ- اوهلر[3]، مادالا[4]، استرلا[5] و مک فادن[6] برای الگوی لوجیت برآورد شده به ترتیب برابر با ۰/۶۰۷، ۰/۴۳۱، ۰/۵۳۰ و ۰/۴۵۶ است. این مقادیر با توجه به اعداد مشاهدات متغیر وابسته، ارقام مطلوبی است.

جدول ۶: نتایج مدل رگرسیون لوجیت برای تعیین تمایل به پرداخت برای کاهش آلودگی هوا با لحاظ متغیرهای اولیه

متغیر	ضریب	ارزش آماره T	کشش کلی وزنی	اثر نهایی
جنسیت	۰/۱۶۲	۰/۷۰۵	۰/۰۱۱	۰/۰۲۳
سن	۰/۰۱۷	۰/۱۵۴	۰/۰۰۷	۰/۰۰۲
سطح تحصیلات	۰/۴۱۳	۳/۱۶۴	۰/۱۸۵	۰/۰۵۸
میزان درآمد	۱/۳۸۰	۹/۰۶۳	۰/۴۴۱	۰/۱۹۴
بعد خانواده	۰/۰۲۶	۰/۲۶۷	۰/۰۱۲	۰/۰۰۳۷
داشتن وسیله نقلیه شخصی	۰/۰۳۸	۰/۱۴۱	۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۵۳
میزان آگاهی	۰/۹۲۵	۶/۸۵۰	۰/۳۹۷	۰/۱۳۰
وجود بیماری	۱/۸۴۴	۴/۵۴۹	۰/۰۲۵۷	۰/۲۶۰
میزان نارضایتی	۰/۶۱۴	۵/۸۵۶	۰/۳۲۵	۰/۰۸۶
میزان مخارج	-۰/۷۳۴	-۳/۹۹۱	-۰/۳۶۱	-۰/۱۰۳
عضویت در انجمن‌های محیط زیستی	-۰/۰۸۲	-۰/۲۷۷	-۰/۰۰۲	-۰/۰۱۱۶
مبلغ پیشنهادی	-۰/۰۰۰۷	-۷/۰۲۲	-۰/۵۷۳	-۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	-۲/۶۴۷	-۳/۱۳۱	-۰/۴۰۵	-
درصد پیش‌بینی صحیح= ۰/۸۵۱۶؛ آزمون نسبت درست‌نمایی= ۴۳۲/۸۳؛ ضریب تعیین کراگ- اوهلر، مادالا، استرلا و مک فادن به‌ترتیب = ۰/۶۰۷، ۰/۴۳۱، ۰/۵۳۰، ۰/۴۵۶				

منبع: محاسبات تحقیق

[1]. Percentage of Right Predictions
[2]. Likelihood Ratio Test
[3]. Cragg- Uhler R Squared
[4]. Maddala R Squared
[5]. Estrellla R Squared
[6]. MC Fadden R Squared

در این مدل اثر برخی از متغیرهای پیش‌بینی در سطح خطای ۰/۰۵ معنی‌دار نشده که در بررسی بعدی اثر آن‌ها تعدیل می‌شود. با توجه به نتایج جدول ۶ به غیر از متغیرهای سن، جنسیت، بعد خانوار، داشتن وسیله نقلیه شخصی و عضویت در گروه‌های حامی محیط زیست مابقی متغیرها در سطوح ده درصد معنی‌دار شده است. نتایج بعد از تعدیل اثرات مدل در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج مدل رگرسیون لوجیت برای تعیین تمایل به پرداخت برای کاهش آلودگی هوا با لحاظ متغیرهای اولیه

متغیر	ضریب	ارزش آماره T	کشش کلی وزنی	اثر نهایی
سطح تحصیلات	۰/۴۰۴	۳/۱۸۰	۰/۱۸۱	۰/۰۵۷
میزان درآمد	۱/۳۸۶	۹/۱۴۴	۰/۴۴۴	۰/۱۹۵
میزان آگاهی	۰/۹۰۹	۶/۹۰۱	۰/۳۹۱	۰/۱۲۸
وجود بیماری	۱/۸۵۳	۴/۶۳۶	۰/۰۲۶	۰/۲۶۰
میزان نارضایتی	۰/۶۱۴	۵/۸۸۰	۰/۳۲۵	۰/۰۸۶
میزان مخارج	−۰/۷۴۵	−۴/۰۶۶	−۰/۳۶۸	−۰/۱۰۵
مبلغ پیشنهادی	−۰/۰۰۰۷	−۷/۰۴۳	−۰/۵۷۱	−۰/۰۰۰۰۱
مقدار ثابت	−۲/۳۷	−۳/۳۹۵	−۰/۳۶۳	−
درصد پیش‌بینی صحیح= ۰/۸۵۳؛ آزمون نسبت درست‌نمایی= ۴۳۲/۱۴؛ ضریب تعیین استرلا، مادالا، کراگ- اوهلر و مک فادن به ترتیب = ۰/۶۰۶، ۰/۴۳۰، ۰/۵۳۰، ۰/۴۵۵				

منبع: محاسبات تحقیق

در الگوی لاجیت، ضرایب برآورد شده اولیه فقط علائم تأثیر متغیرهای توضیحی را روی احتمال پذیرش متغیر وابسته نشان می‌دهند، ولی تفسیر مقداری ندارند بلکه کشش‌ها و اثرات نهایی هستند که مورد تفسیر قرار می‌گیرند. از آن‌جا که کشش‌ها توابعی غیر خطی از مقادیر مشاهده هستند هیچ تضمینی وجود ندارد که تابع لاجیت از میانگین نمونه‌ها عبور کند بدین لحاظ، محدودیتی در استفاده از کشش در میانگین وجود دارد لذا باید از کشش‌های وزنی استفاده شود (خداوردی‌زاده و همکاران، ۱۳۸۷: ۴۹). وزن مورد استفاده برای محاسبه این میانگین وزنی، احتمال پیش‌بینی شده برای هر مشاهده است (ویستر[1]، ۱۹۹۹) که در تفسیر نتایج این پژوهش از آماره کشش کل وزن داده شده استفاده شد.

مقادیر کشش وزنی مورد بررسی برای دو متغیر مستقل سطح تحصیلات افراد و میزان درآمد به‌ترتیب برابر با ۰/۱۸۱ و ۰/۴۴۴ است. در تفسیر این دو متغیر باید گفت با افزایش یک درصد در متغیرهای فوق، احتمال تمایل به پرداخت شهروندان به ترتیب ۰/۱۸۱ و ۰/۴۴۴ درصد افزایش می‌یابد. اثر نهایی متغیرهای سطح تحصیلات و میزان درآمد برابر با ۰/۰۵۷ و ۰/۱۹۵ است، یعنی

[1]. Whister (1999)

افزایش یک واحد متغیر فوق، منجر به افزایش احتمال تمایل به پرداخت در شهروندان به اندازه ۰/۰۵۷ و ۰/۱۹۵ درصد می‌شود. همچنین از مهمترین عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت، دو متغیر مستقل میزان آگاهی از اثرات آلودگی هوا بر شرایط سلامتی، رفاهی و اقتصادی زندگی شهروندان و میزان نارضایتی از کیفیت هوای منطقه مورد سکونت آن‌ها است. ضریب کشش وزنی این دو متغیر به ترتیب برابر با ۰/۳۹۱ و ۰/۳۲۵ است. مثبت بودن این ضریب‌ها نشان می‌دهد که هر چقدر افراد آگاهی بیشتری نسبت به اثرات آلودگی بر زندگی خود داشته باشند و میزان نارضایتی بیشتری نسبت به کیفیت هوای تنفسی خود داشته باشند، تمایل به پرداخت بیشتری برای بهبود کیفیت هوا دارند. در تفسیر این دو متغیر باید گفت با افزایش یک درصد در متغیرهای فوق، احتمال تمایل به پرداخت شهروندان به ترتیب ۰/۳۹۱ و ۰/۳۲۵ درصد افزایش می‌یابد. مقدار اثر نهایی این دو متغیر برابر ۰/۱۲۸ و ۰/۰۸۶ است و افزایش یک واحد متغیرهای فوق، منجر به افزایش احتمال تمایل به پرداخت در شهروندان به اندازه ۰/۱۲۸ و ۰/۰۸۶ درصد می‌شود.

تفسیر مستقیم کشش وزنی متغیر داشتن بیماری به لحاظ ماهیت موهومی بودن، مد نظر نبوده و اثر نهایی آن، مورد تفسیر قرار خواهد گرفت. مقدار اثر نهایی مربوط به متغیر دارا بودن بیماری تنفسی برابر ۰/۲۶ است که بیانگر آن است که در نتیجه تغییر آن از صفر (نداشتن بیماری تنفسی) به یک (داشتن بیماری تنفسی) احتمال تمایل به پرداخت ۰/۲۶ درصد افزایش می‌یابد. همچنین جهت منفی ضریب مبلغ پیشنهاد بر این نکته تأکید می‌کند که با افزایش مبلغ پیشنهاد، احتمال گفتن بله به WTP کاهش می‌یابد. همچنین ضریب تخمینی متغیر پیشنهادی منفی است. این نشان می‌دهد که تحت سناریوی بازار فرضی، اگر قیمت پیشنهادی افزایش یابد، احتمال بله در WTP کاهش می‌یابد. میزان تغییر در احتمال یا کشش کل وزنی برای این متغیر ۰/۵۷۱- به دست آمد که نشان می‌دهد افزایش یک درصدی در قیمت پیشنهاد شده به پاسخ‌گویان، احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی در تمایل به پرداخت را به اندازه ۰/۵۷۱ کاهش می‌دهد. مقدار اثر نهایی متغیر قیمت پیشنهادی، برابر با ۰/۰۰۰۰۱- است؛ یعنی افزایش یک واحد متغیر فوق، منجر به کاهش احتمال تمایل پرداخت در شهروندان به اندازه ۰/۰۰۰۰۱ درصد می‌شود. پس از برازش مدل، پیشنهاد میانگین تمایل برای پرداخت به منظور بهبود کیفیت هوا از طریق انتگرال‌گیری عددی در محدوده صفر تا بیشینه پیشنهاد برآورد شد.

$$\int_0^{70000} \left(\frac{1}{1+\exp(-5.8589+0.0007\mathrm{A})}\right) \mathrm{dA} \approx 61452.1$$

نتایج نشان می‌دهد که تمایل به پرداخت هر خانوار برای بهبود کیفیت هوا حدود ۶۰ هزار ریال در ماه است. با توجه بـه تعداد خانوارهای ساکن در منطقـه ۵ (۲۹۱۶۶۵) و میانگین WTP به‌دست آمده از پاسخ‌ها، میزان کل تمایل به پرداخت خانوارهای ساکن در منطقه ۵ تهران به منظور بهبود کیفیت هوا برآورد شد که این میزان برابر با ۱۷ ,۹۲۲ ,۸۱۴ ,۲۵۰ ریال در ماه است.

۶-۴- امکان‌سنجی استفاده از اتوبوس‌های الکتریکی

در این پژوهش، عوارض پرداختی مردم به شهرداری جهت تأمین بودجه خدمات عمومی در راستای بهبود کیفیت هوا مد نظر قرار گرفته است. به همین منظور، امکان‌سنجی خرید اتوبوس‌های الکتریکی با استفاده از مشارکت مردمی در دوره یک ساله مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که خانوارهای ساکن در منطقه ۵ تهران به‌منظور بهبود کیفیت هوا حاضر به پرداخت مبلغی در حدود ۱۷,۹۲۲ میلیارد ریال در ماه به شهرداری هستند که این میزان معادل ۲۱۵,۰۷۳ میلیارد ریال در سال است. با توجه به اینکه اتوبوس‌های الکتریکی عملکردی متفاوتی نسبت به اتوبوس‌های دیزلی دارند، به‌منظور امکان‌سنجی استفاده از اتوبوس‌های الکتریکی باید جنبه‌های مختلف آن از دیدگاه‌های محیط‌زیستی، اقتصادی و عملیاتی بررسی شود. در مرحله اول باید برآورد شود که با این میزان سرمایه مردمی امکان خرید چه تعداد دستگاه اتوبوس الکتریکی توسط نهاد شهرداری وجود دارد. لذا باید هزینه‌های اجرای این طرح که شامل هزینه‌های خرید اتوبوس الکتریکی، تهیه و نصب ایستگاه‌های شارژ، هزینه برق مصرفی و هزینه نگهداری از اتوبوس‌های الکتریکی است برای مشخص کردن تعداد اتوبوس‌های الکتریکی خریداری شده برآورد شود و در گام بعدی سود حاصل از اجرای این کار همچون کاهش هزینه‌های آلودگی هوا، آلودگی صوتی، مصرف سوخت و هزینه‌های مربوط به نگهداری اتوبوس دیزل لحاظ شود.

۶-۴-۱- هزینه‌های استفاده از اتوبوس الکتریکی

به منظور جایگزینی اتوبوس‌های دیزل با اتوبوس‌های الکتریکی دارای باتری شبانه مدل BYD- K9 باید هزینه خرید این اتوبوس در ارزیابی اقتصادی پژوهش حاضر در نظر گرفته شود. در جدول ۸ مشخصات اتوبوس پیشنهادی با یکی از اتوبوس‌های موجود در ناوگان اتوبوسرانی منطقه ۵ تهران ذکر شده است.

جدول ۸: مشخصات اتوبوس الکتریکی پیشنهادی و اتوبوس موجود در ناوگان اتوبوسرانی

پارامتر	نوع اتوبوس		واحد
	BYD-K9	O-457	
طول	۱۲	۱۲	متر
تعداد صندلی	۴۴	۴۵	عدد
حداکثر شیب بالاروی	۱۸	–	درصد
استاندارد آلایندگی	بدون آلایندگی از اگزوز	یورو II	اسمی
مدت زمان شارژ	۳-۴	–	ساعت
طول عمر باتری	۱۲	–	سال
توان باتری	۳۴۲	–	کیلووات ساعت
میزان پیمایش	۲۵۰		کیلومتر
مصرف سوخت	–	۰/۳۵	لیتر در کیلومتر

منبع: یافته‌های تحقیق، ۱۳۹۸؛ مؤسسه رشد سبز جهانی، ۲۰۱۸

بر اساس قیمت ارائه شده توسط شرکت سازنده اتوبوس الکتریکی BYD-K9، هزینه خرید این اتوبوس ۲۷۲,۳۷۴ هزار دلار است که با توجه به نرخ ارز دولتی، هزینه خرید یک اتوبوس معادل ۱۱,۴۳۹ میلیارد ریال است. اتوبوس انتخابی از نوع الکتریکی دارای باتری شبانه است که باید هزینه‌های مربوط به تهیه و نصب ایستگاه‌های شارژ نیز در ارزیابی اقتصادی این پژوهش در نظر گرفته شود.

بر اساس مطالعات مؤسسه رشد سبز جهانی[1] (۲۰۱۸)، هزینه تهیه و نصب هر ایستگاه شارژ معادل ۱۸ هزار دلار است. بر اساس اطلاعات جدول ۸، مدت زمان لازم برای شارژ این اتوبوس‌ها ۳ تا ۴ ساعت است. بر اساس آمار سازمان اتوبوسرانی تهران، اتوبوس‌های پایانه از ساعت ۱۰ شب تا ۵ صبح در توقفگاه اتوبوس‌ها قرار دارند، لذا این هزینه برای دو اتوبوس در نظر گرفته شد. با لحاظ کردن این مسئله، هزینه‌ای معادل ۳۷۸,۰۰۰ میلیون ریال جهت تهیه و نصب ایستگاه شارژ شبانه برای هر اتوبوس در نظر گرفته شد. همچنین، با توجه به اینکه باتری‌ها در طول عمر مفید اتوبوس (۱۲ سال) توسط شرکت سازنده گارانتی شده است، این هزینه در برآوردها لحاظ نشد.

بر اساس اطلاعات جدول ۸، اتوبوس BYD-K9 به‌عنوان اتوبوس الکتریکی که مورد امکان‌سنجی قرارگرفته است قادر به حرکت در مسیرهای با شیب ۱۸ درصد نیز می‌باشد و مصرف برق آن طبق دفترچه راهنما در این شرایط ۱/۵ کیلووات بر کیلومتر است. با توجه به این‌که تمامی شیب‌های خیابان‌های تهران کمتر از ۱۵ درصد است، لذا از همان عدد ۱/۵ کیلووات برکیلومتر استفاده شد.

[1]. Global Green Growth Institute (2018)

برای محاسبه میزان برق مصرفی نیاز است تا میزان پیمایش اتوبوس‌ها محاسبه شود. لذا، تعداد ترددها و متوسط میزان پیمایش اتوبوس‌ها در یک شبانه روز بر اساس آمار گرفته شده از سازمان اتوبوسرانی تهران مشخص شد. بر اساس نتایج، میانگین تردد هر دستگاه اتوبوس در پایانه‌های این منطقه معادل ۵/۲ تردد در شبانه روز است (جدول ۹). لذا با توجه به این اطلاعات و هزینه مصرف برق، متوسط میزان مصرف برق هر اتوبوس محاسبه شد. بر اساس نتایج هزینه برق مصرفی هر اتوبوس الکتریکی در طول یک سال ۴۰,۶۲۲ میلیون ریال است.

جدول ۹: دسته‌بندی اتوبوس‌ها بر اساس نوع سوخت مصرفی و تعداد تردد اتوبوس‌ها در هر پایانه

شماره	نام پایانه	دیزل	گازسوز	تعداد تردد اتوبوس‌ها	میانگین تردد اتوبوس‌ها
۱	پایانه شهران	۲۹	۵	۱۸۰	۵/۵۹
۲	پایانه کن	۱۳	۲	۸۷	۵/۸۰
۳	پایانه کوهسار	۲۲	۳۹	۲۸۴	۴/۷۳
۴	پایانه مترو ارم سبز	۴۲	۱۹	۳۱۲	۵/۱۸
۵	پایانه مترو صادقیه	۱۴۱	۱۰۹	۱۰۱۴	۴/۴
۶	پایانه آزادی	۱۶۸	۷۰	۱۱۱۱	۴/۶۷
۷	پایانه اکباتان	۱۱	۰	۷۳	۶/۶۴
۸	پایانه جنت آباد	۱۳۱	۲۶	۶۵۵	۴/۸۴

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به این‌که اتوبوس‌های الکتریکی تاکنون در ناوگان اتوبوسرانی ایران استفاده نشده است، در این پژوهش از گزارش مؤسسه رشد سبز جهانی (۲۰۱۸) جهت برآورد هزینه نگهداری و تعمیرات این اتوبوس‌ها در سال استفاده شد. بر اساس این گزارش، هزینه نگهداری هر اتوبوس ۲۶۶۵ دلار و یا به عبارتی ۱۱۱,۹۳۰ میلیون ریال در سال است.

همان‌طور که نتایج جدول ۱۰ نشان می‌دهد هزینه خرید یک اتوبوس الکتریکی به‌همراه هزینه‌های جانبی همچون هزینه نصب و تهیه ایستگاه‌های شارژ، برق مصرفی و هزینه نگهداری و تعمیرات ۱۱,۹۷۰ میلیارد ریال برآورد شد. با توجه به این‌که اتوبوس‌های الکتریکی هزینه‌ای در زمینه تولید آلودگی هوا، آلودگی صوتی و مصرف سوخت ندارد، لذا هزینه‌ای در این بخش لحاظ نشد. بر اساس نتایج جدول ۱۰ و برآورد هزینه یک دستگاه اتوبوس برقی در سال مشخص شد که نهاد شهرداری با استفاده از مشارکت مردمی می‌تواند ۱۸ دستگاه اتوبوس الکتریکی را در یک دوره یک ساله جایگزین اتوبوس‌های فرسوده دیزل در ناوگان اتوبوسرانی منطقه ۵ نماید.

جدول ۱۰: هزینه استفاده از یک دستگاه اتوبوس الکتریکی بر حسب ریال

اجزای هزینه	هزینه
خرید اتوبوس	۱۱,۴۳۹,۷۰۸,۰۰۰
تهیه و نصب ایستگاه شارژ	۳۷۸,۰۰۰,۰۰۰
برق مصرفی	۴۰,۶۲۲,۴۰۰
نگهداری و تعمیرات	۱۱۱,۹۳۰,۰۰۰
آلودگی هوا	-
آلودگی صوتی	-
مصرف سوخت	-
جمع	۱۱,۹۷۰,۲۶۰,۴۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

۶-۴-۲- سود استفاده از اتوبوس‌های الکتریکی

با توجه به این‌که اتوبوس‌های دیزل سهم زیادی در تولید آلودگی هوا، آلودگی صوتی، مصرف سوخت و افزایش هزینه‌های نگهداری و تعمیرات دارد؛ لذا در صورت از رده خارج کردن این اتوبوس‌های فرسوده، کاهش هزینه‌های اقتصادی و محیط زیستی در این بخش‌ها به عنوان سود حاصل از این پروژه لحاظ شد.

بر اساس اطلاعات سازمان اتوبوسرانی تهران، اتوبوس‌های دیزل درون‌شهری منطقه ۵ در هر روز به طور متوسط ۶۰ لیتر گازوئیل مصرف می‌کنند که معادل ۲۲,۳۲۰ لیتر گازوئیل در سال برای یک دستگاه اتوبوس دیزل است. در این پژوهش با توجه به قیمت متوسط هر لیتر گازوئیل و میزان مصرف گازوئیل در یک سال، میزان صرفه‌جویی در مصرف سوخت در صورت خرید ۱۸ دستگاه اتوبوس الکتریکی محاسبه شد. بر اساس نتایج، با خرید ۱۸ دستگاه اتوبوس الکتریکی به‌طور میانگین ۱,۲۰۰ میلیارد ریال در هزینه سوخت صرفه‌جویی خواهد شد. در مرحله بعد به منظور محاسبه سود حاصل از جایگزینی اتوبوس‌های الکتریکی با اتوبوس‌های دیزل در بخش آلودگی هوا، آلودگی صوتی و هزینه‌های نگهداری و تعمیرات از منابع داخلی و خارجی استفاده شد. پژوهش عباسی (۱۳۹۷) نشان داد که جایگزینی هر دستگاه اتوبوس الکتریکی با اتوبوس دیزل به‌طور میانگین باعث کاهش ۱,۱۵۰ میلیارد ریال هزینه آلودگی هوا در سال می‌شود. در این پژوهش، میزان هزینه سالانه کاهش آلودگی با از رده خارج کردن ۱۸ دستگاه اتوبوس دیزل برای دوره یک سال محاسبه شد. بر اساس نتایج، این اقدام باعث کاهش هزینه‌های آلودگی هوا در حدود ۲۰ میلیارد ریال در سال می‌شود.

همچنین، مطالعات بورِن و همکاران[1] (۲۰۱۶) نشان داد که میانگین آلودگی صوتی اتوبوس‌های دیزل و اتوبوس مدل BYD-K9 به ترتیب ۷۱/۲ و ۶۳ دسی‌بل است که اختلاف ۸/۲ دسی‌بل را در محدوده سرعت ثابت محیط شهری ایجاد می‌کند که با توجه به مقیاس لگاریتمی آن تفاوت درک شده بسیار بزرگ است. بر اساس اطلاعات گزارش دپارتمان محیط زیست، امور غذا و روستا انگلستان[2] (۲۰۱۴)، هزینه ۸/۲ دسی‌بل کاهش آلودگی صوتی ۹۱۲ یورو است (جدول ۱۱). بر اساس این اطلاعات، با جایگزین شدن ۱۸ دستگاه اتوبوس الکتریکی با اتوبوس‌های دیزل به‌میزان ۷۶۰,۵۵۳ میلیون ریال از هزینه‌های مربوط به آلودگی صوتی کاسته می‌شود.

جدول ۱۱: هزینه تغییرات آلودگی صوتی در جاده‌های شهری

تغییرات صدا (دسی‌بل)	هزینه (برحسب یورو)	هزینه (برحسب ریال)
۶۳-۶۴	۹۱/۷۵	۴,۲۵۰,۷۷۸
۶۴-۶۵	۹۷/۷۸	۴,۵۳۰,۱۴۷
۶۵-۶۶	۱۰۳/۹۶	۴,۸۱۶,۴۶۷
۶۶-۶۷	۱۱۰/۳۲	۵,۱۱۱,۱۲۶
۶۷-۶۸	۱۱۶/۸۵	۵,۴۱۳,۶۶۱
۶۸-۶۹	۱۲۳/۵۴	۵,۷۲۳,۶۰۸
۶۹-۷۰	۱۳۰/۳۹	۶,۰۴۰,۹۶۹
۷۰-۷۱	۱۳۷/۴۲	۶,۳۶۶,۶۶۹
جمع	۹۱۲	۴۲,۲۵۲,۹۶۰

منبع: دپارتمان محیط‌زیست، امور غذا و روستا انگلستان (۲۰۱۴)

همچنین بر اساس گزارش مؤسسه رشد سبز جهانی (۲۰۱۸)، هزینه تعمیر و نگهداری هر دستگاه دیزل ۵۳۳۱ دلار در سال است که بر اساس نرخ ارز دولتی، تعمیر و نگهداری ۱۸ دستگاه اتوبوس در حدود ۴ میلیارد ریال در سال برای شهرداری هزینه در بردارد که با اجرای این پروژه از میزان هزینه‌های شهرداری در این بخش کاسته می‌شود. همچنین، با توجه به فرسودگی ناوگان کنونی و اثرگذاری آن‌ها بر آلودگی هوا از قیمت فروش این وسایل در این پژوهش صرف نظر شده است.

1. Borén (2016)
2. Department for Environment, Food & Rural Affairs (2014)

جدول ۱۲: سود حاصل از جایگزینی اتوبوس‌های الکتریکی با هجده دستگاه اتوبوس دیزل برحسب ریال

اجزای هزینه	مبلغ
فروش اتوبوس‌های دیزل	-
تهیه و نصب ایستگاه شارژ	-
برق مصرفی	-
نگهداری و تعمیرات	۴,۰۳۰,۲۳۶,۰۰۰
آلودگی هوا	۲۰,۷۰۰,۰۰۰,۰۰۰
آلودگی صوتی	۷۶۰,۵۵۳,۲۸۰
مصرف سوخت	۱,۲۰۵,۲۸۰,۰۰۰
جمع	۲۶,۶۹۶,۰۶۹,۲۸۰

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جدول ۱۲ نشان داد که خرید ۱۸ دستگاه اتوبوس الکتریکی با استفاده از مشارکت مردمی به میزان تقریبی **۲۶,۶۹۶** میلیارد ریال سودآوری در یک دوره یک ساله برای شهرداری دارد که این میزان معادل خرید دو اتوبوس الکتریکی جدید است. در این پژوهش امکان‌سنجی طرح کاهش آلودگی هوا با جایگزینی اتوبوس‌های الکتریکی به جای اتوبوس‌های دیزل تنها بر اساس میزان مشارکت مردمی در دوره یک ساله صورت گرفته است. مسلماً انجام بهینه این کار مستلزم مشارکت سه جانبه میان دولت، شهروندان و شهرداری است. لذا، به منظور محقق شدن این امر علاوه بر مشارکت مالی شهروندان، نیاز است که شهرداری با تخصیص بودجه از منابع درآمد پایدار خود همچون طرح ترافیک و اعطای وام از طرف دولت زمینه‌های لازم برای کاهش آلودگی هوا و افزایش سودآوری این پروژه فراهم نماید.

۷- نتیجه‌گیری

آلودگی هوای شهری همواره به عنوان یکی از معضلات محیط زیستی گسترده در کلان‌شهر تهران مطرح است که به‌دلیل ایجاد پیامدهایی همچون اتلاف وقت، مصرف انرژی، انتشار آلاینده‌های مضر سلامتی و افزایش بیماری‌های تنفسی هزینه‌های اقتصادی زیادی به جامعه تحمیل می‌نماید. با توجه به این‌که در مدیریت شهری نوین حضور و همکاری مردم به عنوان یک جزء اصلی در مدیریت پایدار شهری محسوب می‌شود، لذا بررسی میزان ترجیحات افراد در برخورد با کالای محیط زیستی هوا و آگاهی از میزان مشارکت اقتصادی و تمایل به پرداخت آن‌ها می‌تواند گامی مؤثر در جهت کاهش آلودگی هوا باشد. در این راستا، در این پژوهش به ارزیابی میزان تمایل به پرداخت ساکنان منطقه ۵ شهر تهران به منظور بهبود کیفیت هوا پرداخته شده است و جهت این امر از روش تجزیه وتحلیل دوگانه دو بُعدی ارزش‌گذاری مشروط استفاده شده است. بر اساس نتایج،

۸۵/۹ درصد از خانوارهای ساکن در منطقه ۵ تهران حاضر به پرداخت مبلغی حداقل بین ۳۰۰۰۰ تا ۷۰۰۰۰ ریال در ماه برای بهبود کیفیت هوا هستند و ۳۷/۵ درصد از جامعه آماری، حداکثر WTP خود را بیش از ۷۰۰۰۰ ریال عنوان کرده‌اند. بر اساس نتایج، ۳۶/۷ درصد از افرادی که تمایل به پرداخت نداشتند و یا تمایل به پرداخت کمی داشته‌اند، معتقد بودند که بهبود کیفیت هوا از وظایف سازمان محیط زیست و شهرداری است و این سازمان‌ها به‌عنوان ارگانی خدمتگزار باید اقدامات لازم را انجام دهند. این مسأله را می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که اگرچه دولت‌ها و نهادهای مسئول وظیفه بهبود کیفیت هوا و حفظ و ارتقاء سلامت مردم را بر عهده دارند، اما تا زمانی‌که زبان مشترکی میان شهروندان و نهادهای مرتبط با کنترل آلودگی‌های محیط زیستی وجود نداشته باشد، نمی‌توان انتظار داشت در جهت پیشگیری و برطرف نمودن مشکلات آلودگی هوا در کلان‌شهرها به موفقیت چندانی دست یافت. لذا لازم است با آگاهی‌رسانی و فرهنگ‌سازی در بین شهروندان در زمینه حقوق شهروندی آن‌ها نسبت به مسائل محیط زیستی، نقش و تأثیر فعالیت آن‌ها در کاهش مسائل محیط زیستی را پررنگ‌تر نمود که مطالعات برک‌پور و جهان‌سیر (۱۳۹۵) و کالابرسه و همکاران (۲۰۰۸) نیز مؤید این مطلب است. همچنین ۲۱/۱ درصد از افراد مشکلات اقتصادی را اولویت خود دانستند و به همین دلیل تمایل به پرداخت نداشته‌اند که مطالعات وانگ و همکاران (۲۰۱۵) نیز مؤید این مطلب است. بر اساس نتایج، میانگین تمایل به پرداخت خانوار برای بهبود کیفیت هوا به صورت ماهانه ۶۱۴۵۰ ریال به دست آمد.

در این پژوهش، متغیرهای مبلغ پیشنهادی، درآمد و میزان آگاهی به ترتیب سه عامل مؤثر بر تمایل به پرداخت شناخته شده‌اند و از بین این عوامل متغیرهای درآمد و میزان آگاهی دارای اثر مثبت و تنها متغیر قیمت پیشنهادی دارای اثر منفی بوده است که جهت منفی ضریب مبلغ پیشنهادی بر این نکته تأکید می‌کند که با افزایش مبلغ پیشنهادی، احتمال گفتن بله به WTP کاهش می‌یابد. همچنین، متغیر درآمد خانوار دومین عامل مؤثر شناخته شده است و ضریب برآوردی آن برحسب انتظار مثبت به‌دست آمد که نشان‌دهنده افزایش احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی همراه با افزایش درآمد است. بر اساس کشش وزنی متغیر درآمد خانوار در مدل لاجیت، با یک درصد افزایش در درآمد پاسخ‌گویان، احتمال پذیرش پرداخت ۰/۴۴ درصد افزایش می‌یابد. این ارتباط کاملاً مطابق انتظار است، یعنی افراد با درآمد بیشتر تمایل به پرداخت بیشتری برای بهبود کیفیت هوا دارند. در این تحقیق، متغیر درآمد تأثیر مستقیمی بر پذیرش مبلغ پیشنهادی داشته است. لذا، تقویت و حمایت درآمد به ویژه در مردم کم درآمد، می‌تواند در پذیرش مبلغ پیشنهادی مؤثر باشد. بر

اساس نتایج هراتی و همکاران (۱۳۹۴) با افزایش درآمد، کشش درآمدی تقاضا برای محیط زیست مطلوب افزایش پیدا می‌کند. نتایج این تحقیق با نتایج وانگ و همکاران (۲۰۱۵) و نجیب‌زاده و همکاران (۱۳۹۶) مطابقت دارد که درآمد را از عوامل مؤثر در پذیرش پرداخت دانسته‌اند. همچنین، میزان آگاهی افراد نیز در تمایل به پرداخت آن‌ها مؤثر بود و اثر مثبت داشت که می‌تواند ناشی از افزایش اطلاعات و آگاهی آنان از اثرات منفی حال و آینده این نوع از آلودگی بر هزینه‌های اقتصادی، اجتماعی و محیط زیستی از دیدگاه شهروندان باشد. لذا ضروری است که به بحث آگاهی‌رسانی بیشتر در میان مردم توجه گسترده‌ای شود. بدون شک به دنبال اطلاع‌رسانی و آگاهی‌بخشی بیشتر به افراد، اهمیت به محیط زیست نیز برای آنان بیشتر شده و این افزایش در اهمیت و توجه به محیط زیست خود منجر به افزایش تمایل به پرداخت جهت بهبود کیفیت هوا خواهد شد. همچنین در این پژوهش امکان‌سنجی خرید اتوبوس‌های الکتریکی با استفاده از مشارکت مردمی در یک دوره یک ساله مورد بررسی قرار گرفت و فواید مربوط به این مسئله از لحاظ کاهش هزینه‌های اجتماعی، آلودگی هوا، آلودگی صوتی، مصرف سوخت و هزینه‌های مربوط به نگهداری اتوبوس مورد بررسی قرار گرفت. نتایج امکان‌سنجی استفاده از اتوبوس‌های الکتریکی نشان داد که نهاد شهرداری با استفاده از مشارکت مردمی می‌تواند ۱۸ دستگاه اتوبوس الکتریکی را در یک دوره یک ساله جایگزین اتوبوس‌های فرسوده دیزل در ناوگان اتوبوسرانی منطقه ۵ نماید. نتایج نشان داد که شهرداری با اجرای این طرح می‌تواند در مصرف گازوئیل و هزینه‌های نگهداری و تعمیرات اتوبوس‌های دیزل به ترتیب در حدود ۱,۲۰۰ و ۴ میلیارد ریال در سال صرفه‌جویی نماید. همچنین، وجود اتوبوس‌های الکتریکی در حدود ۲۰ میلیارد ریال در کاهش هزینه‌های آلودگی هوا و ۷۶۰ میلیون ریال در کاهش هزینه‌های آلودگی صوتی ناشی از اتوبوس‌های دیزل در یک سال جلوگیری به عمل می‌آورد.

با توجه به این‌که عوارض محیط زیستی یکی از منابع تأمین بودجه خدمات عمومی در شهرداری است، خروجی نتایج این پژوهش می‌تواند شهرداری منطقه ۵ تهران را از میزان درآمد حاصل از عوارض محیط زیستی آلودگی هوا که شهروندان منطقه تمایل به پرداخت آن جهت بهبود کیفیت هوا دارند، آگاه سازد. آگاهی از این میزان می‌تواند گامی مؤثر در برنامه‌ریزی‌های این نهاد جهت تأمین هزینه پروژه‌های کاهنده آلودگی هوا در منطقه همچون بهره‌گیری از امکانات و نظام شهر الکترونیک، دادن امتیازات ویژه به بنگاه‌های خصوصی در جهت رقابتی نمودن سیستم خرید الکترونیک به منظور کاهش تقاضای سفر و کاهش آلودگی در ساعات اوج ترافیک، بهینه‌سازی

سیستم حمل‌ونقل عمومی منطقه ۵، خروج پایانه‌های برون‌شهری از ناحیه ۶ منطقه ۵ تهران، سرمایه‌گذاری در طرح‌های کاهنده آلودگی هوا و کمک به گسترش و تنوع تشکل‌های مردمی حفظ محیط زیست در قالب کمک‌های مالی و اجرایی برای گسترش فرهنگ عمومی جهت بهبود کیفیت هوا باشد. شهرداری می‌تواند این عوارض محیط زیستی (عوارض سبز) را به صورت ماهانه از طریق ایجاد درگاه‌های الکترونیکی پرداخت و یا قبوض آب و برق دریافت و از آن منحصراً و صرفاً برای فعالیت‌های مرتبط با کاهش آلودگی هوا استفاده نماید. لذا ضرورت دارد شهرداری‌ها با شفاف‌سازی فعالیت‌های خود در زمینه کاهش آلودگی هوا و آگاهی‌رسانی به شهروندان، انگیزه لازم برای مشارکت مردم در بهبود کیفیت هوای محل سکونت خود را افزایش دهند.

از آن‌جا که این مطالعه در یک مقطع زمانی صورت گرفته است، لذا نیاز است با پایش نتایج آن و اعلام دستاوردها به مردم زمینه تداوم و تغییرات لازم در آن را برای سال‌های آینده فراهم آورد. با توجه به این‌که یکی از مزیت‌های روش دوگانه دو بعدی در روش ارزش‌گذاری مشروط، تعیین سؤال‌های انتها باز برای تعیین حداکثر مبلغ پیشنهادی قابل قبول از طرف پاسخ‌دهنده است، لذا از این بخش می‌توان اطلاعات ارزشمندی در زمینه مبالغ پیشنهادی بالاتر پذیرفته شده از سمت پاسخ‌دهندگان و درصد فراوانی این افراد برای تحلیل‌های آینده به دست آورد و در صورت پایین بودن این میزان با اعمال سیاست‌های تشویقی، آگاهی‌رسانی و آموزش شهروندان بتوان با افزایش دامنه افرادی که حاضر به پرداخت مبلغی جهت بهبود کیفیت هوا هستند و همچنین افزایش مبلغ تمایل به پرداخت آنان، در تأمین هزینه‌های کنترل و بهبود کیفیت هوا اقدامات مؤثری انجام داد. همچنین، پیشنهاد می‌شود که در استفاده از نتایج این مدل برای سال‌های آتی، برنامه‌ریزان جهت واقعی‌سازی این هزینه‌ها از روش‌هایی همچون Cost Plus با رویکرد نرخ ارز و یا بر اساس نرخ تورم استفاده نمایند. البته در فرآیند ارزش‌گذاری اقتصادی دسته‌ای از عوامل مداخله‌گر همچون بحران‌های اقتصادی و تحریم‌ها نیز وجود دارد که می‌تواند بر سطح رفاه شهروندان در آینده تأثیرگذار باشد که این عوامل را می‌توان به عنوان محدودیت‌های روش پژوهش حاضر در نظر گرفت.

منابع و مآخذ

۱. اسکندری دامنه، حامد. نوروزی، حسین. نایبندی آتشی، محمد رسول. کلهری، صابر. و رفیعی، حامد (۱۳۹۸). "برآورد تمایل به پرداخت جهت بهبود کیفیت هوا با تأکید بر بخش کشاورزی و منابع طبیعی در شهرستان اهواز". مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران **۵۰**(۳): ۴۶۵-۴۵۱.

۲. اشرفی، خسرو. فاتحی، مهدی. و پوته ریگی، محمد (۱۳۹۷). "بررسی اثرات گسترش اتوبوس‌های تندرو شهری بر ترافیک و آلودگی هوا با استفاده از مدل EMME/2 و IVE (مطالعه موردی: خط شماره ۱۰ مسیر برگشت دانشگاه آزاد به سمت میدان آزادی)". مجله پژوهش در بهداشت محیط **٤**(۳): ۱۸۴-۱۶۶.

۳. ایزدخواستی، حجت. و بلاغی اینالو، یاسر (۱۳۹۶). "تحلیل اثرات هزینه‌های تخصیصی دولت در حوزه سلامت و ممانعت از انتشار آلاینده‌ها بر رشد اقتصادی: رویکرد رشد درون‌زا". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی **۱۷**(۴): ۳۹-۱۶.

۴. برک‌پور، ناصر. و جهان‌سیر، فاطمه (۱۳۹۵). "شهروندی محیط زیستی و تحلیل رفتار شهروندی در شهر قزوین". مجله هویت شهر **۱**(۲۸): ۶۶-۵۳.

۵. بهجتی، توحید. مرتضوی، ابوالقاسم. و عبدالهی، بابک (۱۳۸۹). "برآورد ارزش هوای پاک و تعیین عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت ساکنان شهر تهران". مجله پژوهش‌های اقتصادی **۱۰**(۴): ۴۰-۱۹.

۶. خداوردی‌زاده، محمد. حیاتی، باب‌الله. و کاوسی کلاشمی، محمد (۱۳۸۷). "برآورد ارزش تفرجی روستای توریستی کندوان آذربایجان شرقی با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط". فصلنامه علوم محیطی **۵**(۴): ۵۲-۴۳.

۷. خوش‌اخلاق، رحمان. و ستوده‌نیا کرانی، مرضیه (۱۳۹۱). "هزینه‌های آلودگی هوا در شهر یزد". پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران **۱**(۴): ۶۵-۴۳.

۸. زبردست، اسفندیار. و ریاضی، حسین (۱۳۹۴). "شاخص‌های محیط انسان‌ساخت و تأثیرات آن بر آلودگی هوا (مطالعه موردی: محدوده پیرامونی چهارده ایستگاه سنجش کیفیت هوا در شهر تهران)". نشریه هنرهای زیبا- معماری و شهرسازی **۲۰**(۱): ۶۶-۵۵.

۹. صمدی، سعید. جلیلی کامجو، جلیل. رحیمی، طیبه. و شیرین‌خواه، یاشار (۱۳۹۴). "ارزیابی ترجیحات و برآورد تمایل به پرداخت شهروندان اصفهانی به منظور استفاده از هوای پاک: رویکرد مدل‌سازی انتخاب و مدل لاجیت شرطی". مجله مطالعات و پژوهش‌های شهری و منطقه‌ای **۷**(۲۵): ۱۶۲-۱۴۱.

۱۰. عباسی، محمدحسین (۱۳۹۷). *بررسی شبکه اتوبوسرانی الکتریکی در تهران و تأثیر آن در محیط زیست*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی.

۱۱. عرب، نرگس. و میرکریمی، سید حامد (۱۳۹۴). "بررسی تغییرات آلاینده‌های ازن، مونو اکسید کربن و دی اکسید نیتروژن در ایستگاه اقدسیه در طول سال ۱۳۹۱ در شهر تهران". فصلنامه انسان و محیط زیست **۱۳**(۲): ۴۴-۳۵.

۱۲. فیروز زارع، علی. و قربانی، محمد (۱۳۹۰). "بررسی عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت شهروندان برای کاهش آلودگی هوا در شهر مشهد؛ کاربرد الگوی دو مرحله‌ای همکن". مجله مدیریت شهری **۹**(۲۸): ۲۶-۷.

۱۳. قراگوزلو، علیرضا. آل شیخ، علی اصغر. و سجادیان، مهیار (۱۳۹۰). "واکاوی نگرش‌های عمده کنترل آلودگی هوای ناشی از ترافیک در مدیریت شهری به منظور ارائه چارچوبی منطبق بر پارادایم پایداری در تأمین مالی شهرداری‌ها (مطالعه موردی: کلان‌شهر تهران)". فصلنامه جغرافیا و برنامه‌ریزی شهری چشم‌انداز زاگرس **۳**(۹): ۱۸۴-۱۵۷.

۱۴. گزارش راهبردی مدیریت و اقتصاد (۱۳۹۵). *بررسی ابعاد جدید زیست محیطی آلودگی هوای تهران*. مرکز پژوهشی آرا، اندیشکده سیاست‌های راهبردی اقتصاد و مدیریت (سرآمد)، دپارتمان محیط‌زیست.

۱۵. نجیب‌زاده، عنایت‌الله. یگانه، حسن. جهانتاب، اسفندیار، کرمی برزآباد، رضوان. و اسدی، عیسی (۱۳۹۶). "برآورد ارزش کاهش آلودگی محیط زیستی رودخانه بشار، یاسوج". مجله پژوهش‌های آبخیزداری **۳۰**(۴): ۷۱-۵۹.

۱۶. نصرالهی، زهرا. و سعیدی، فائزه (۱۳۹۶). "بررسی تعامل بین مصرف و انتشار گاز گلخانه‌ای با استفاده از کالیبراسیون یک الگوی بهینه‌یابی پویا". نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی **۹**(۱۷): ۲۹۶-۲۶۹.

۱۷. هراتی، جواد. تقی‌زاده، حجت. و امینی، تکتم (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر متغیرهای سیاسی و تجاری بر پایداری محیط زیست: کاربرد یک الگوی پانل پویا". نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی **۷**(۱۴): ۱۲۹-۱۵۷.

18. Akhtar, S. Saleem, W. Nadeem, V. M. Shahid, I. and Ikram, A. (2017). "Assessment of Willingness to Pay for Improved Air Quality Using Contingent Valuation Method". Global Journal of Environmental Science and Management **3**(3): 279-286.
19. Arceo-Gomez, E. Hanna, R. and Oliva, P. (2012). "Does the Effect of Pollution on Infant Mortality Differ between Developing and

Developed Countries? Evidence from Mexico City". NBER Working Paper No. W18349.
20. Baker, R. and Ruting, B. (2014). "Environmental Policy Analysis: A Guide to Non-market Valuation". Productivity Commission Staff Working Paper No. 425-2016-27204.
21. Bondy, M. Roth, S. and Sager, L. (2018). "Crime Is in the Air: The Contemporaneous Relationship between Air Pollution and Crime". IZA Discussion Papers No. 11492.
22. Borén, S. Nurhadi, L. and Ny, H. (2016). "Preference of Electric Buses in Public Transport: Conclusions from Real Life Testing in Eight Swedish Municipalities". In the 18th International Conference on Sustainable Urban Transport and Environment **10**: 1-9.
23. Calabrese, D. Kalantari, K. Santucci, F. M. and Stanghellini, S. (2008). "Environmental Policies and Strategic Communication in Iran". World Bank Working Paper No. 132.
24. Chin, Y. S. J. De Pretto, L. Thuppil, V. and Ashfold, M. J. (2019). "Public Awareness and Support for Environmental Protection- A Focus on Air Pollution in Peninsular Malaysia". Plos one **14**(3): 1-22.
25. Darçın, M. (2017). *How Air Pollution Affects Subjective Well-Being, Well-Being and Quality of Life - Medical Perspective*, London, Intech Open Press.
26. Department for Environment, Food & Rural Affairs. (2014). "Environmental Noise: Valuing Impacts on: Sleep Disturbance, Annoyance, Hypertension, Productivity and Quiet". Available in: http:// www.gov .uk/ noise-pollution-economic-analysis.
27. Eglin, R. (2001). "Keeping the T in the WTO: Where to Next on Environment and Labor Standard?". North American Journal of Economics and Finance **12**(2): 173-191.
28. Filippini, M. and Martínez-Cruz, A. L. (2016). "Impact of Environmental and Social Attitudes, and Family Concerns on Willingness to Pay for Improved Air Quality: a Contingent Valuation Application in Mexico City". Latin American Economic Review **25**(1): 1-18.
29. Freeman, A. M. Herriges, J. A. and Kling, C. L. (2014). *The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory and Methods*, New York, Routledge.
30. Furie, G. L. and Balbus, J. (2012). "Global Environmental Health and Sustainable Development: the Role at Rio+ 20". Ciencia & Saude Coletiva **17**(6): 1427-1432.
31. Global Green Growth Institute (GGGI). (2018). "Deploying Electric Buses in the Kathmandu Valley: A Pre-Feasibility Study". Global Green Growth Institute Report.

32. Greenstone, M. and Hanna, R. (2014). "Environmental Regulations, Air and Water Pollution, and Infant Mortality in India". American Economic Review **104**(10): 3038-3072.
33. Grossberndt, S. and Liu, H. Y. (2016). *Citizen Participation Approaches in Environmental Health*. *In Environmental Determinants of Human Health*, Springer, Humana Press.
34. Ito, K. and Zhang, S. (2016). "Willingness to Pay for Clean Air: Evidence from Air Purifier Markets in China". NBER Working Paper No. 22367.
35. Jones, L. Mills, G. Milne, A. Hayes, F. Monteith, D. Dwyer, J. Ozdemiroglu, E. Hall, J. Evans, C. Emmett, B. Sutton, M. Reis, S. Ashmore, M. Everard, M. and Holland, M. (2014). "Assessment of the Impacts of Air Pollution on Ecosystem Services– Gap Filling and Research Recommendations". Final Report No. AQ0827.
36. Kairu-Wanyoike, S. W. Kaitibie, S. Heffernan, C. Taylor, N. M. Gitau, G. K. Kiara, H. and McKeever, D. (2014). "Willingness to Pay for Contagious Bovine Pleuropneumonia Vaccination in Narok South District of Kenya". Preventive Veterinary Medicine **115**(3-4): 130-142.
37. Lajunen, A. and Lipman. T. (2016). "Life Cycle Cost Assessment and Carbon Dioxide Emissions of Diesel, Natural Gas, Hybrid Electric, Fuel Cell Hybrid and Electric Transit Buses". Energy **106**: 329-342.
38. Lee, C. and Han, S. Y. (2002). "Estimating the Use and Preservation Values of National Parks Tourism Resources Using a Contingent Valuation Method". Tourism Management **23**(5): 531-540.
39. Li, L. Lei, Y. Pan, D. Yu, C. and Si, C. (2016). "Economic Evaluation of the Air Pollution Effect on Public Health in China's 74 Cities". Springer Plus **5**(1): 402-418.
40. Li, T. (2018). "The Effect of Air Pollution on Criminal Activities: Evidence from the NO_x Budget Trading Program". Available in: http://ssrn.com/abstract=3039207.
41. Li, Z. (2014). *Valuing the Welfare Effects of Air Pollution in the Jinchuan Mining Area*, PhD Thesis, University of Groningen.
42. Ligus, M. (2018). "Measuring the Willingness to Pay for Improved Air Quality: A Contingent Valuation Survey". Polish Journal of Environmental Studies **27**(2): 763-771.
43. Liu, R. Liu, X. Pan, B. Zhu, H. Yuan, Z. and Lu, Y. (2018). "Willingness to Pay for Improved Air Quality and Influencing Factors among Manufacturing Workers in Nanchang, China". Sustainability **10**(5): 1613-1624.
44. Martinez, G. Spadaro, J. Chapizanis, D. Kendrovski, V. Kochubovski, M. and Mudu, P. (2018). "Health Impacts and

Economic Costs of Air Pollution in the Metropolitan Area of Skopje". International Journal of Environmental Research and Public Health **15**(4): 626-637.

45. McCarthy, G. (2019). "The Role of Environmental Economics in US Environmental Policy". Review of Environmental Economics and Policy **13**(2): 299-307.
46. Moataz, M. Garnett, R. Ferguson, M. and Kanaroglou, P. (2016). "Electric Buses: A Review of Alternative Powertrains". Renewable and Sustainable Energy Reviews **62**: 673-684.
47. Park, T. and Loomis, J. (1996). "Joint Estimation of Contingent Valuation Survey Responses". Environmental and Resource Economics **7**(2): 149-162.
48. Persson, L. Arvidson, A. Lannerstad, M. Lindskog, H. Morrissey, T. Nilsson, L. and Senyagwa, J. (2010). "Impacts of Pollution on Ecosystem Services for the Millennium Development Goals". Stockholm Environment Institute Report ISBN. 978-91-86125-22-6.
49. Shieh, J. Chen, J. Chang, S. H. and Lai, C. (2014). "Environmental Consciousness, Economic Growth, and Macroeconomic Instability". International Review of Economics and Finance **34**(C): 151-160.
50. Stavropoulos, S. Wall, R. and Xu, Y. (2018). "Environmental Regulations and Industrial Competitiveness: Evidence from China". Applied Economics **50**(12): 1378-1394.
51. Taber, K. S. (2018). "The Use of Cronbach's Alpha When Developing and Reporting Research Instruments in Science Education". Research in Science Education **48**(6): 1273-1296.
52. Tambor, M. Pavlova, M. Rechel, B. Golinowska, S. Sowada, C. and Groot, W. (2014). "Willingness to Pay for Publicly Financed Health Care Services in Central and Eastern Europe: Evidence from Six Countries Based on a Contingent Valuation Method". Social Science and Medicine **116**: 193–201.
53. Ursachi, G. Horodnic, I. A. and Zait, A. (2015). "How Reliable are Measurement Scales? External Factors with Indirect Influence on Reliability Estimators". Procedia Economics and Finance **20**:679-686.
54. Usman, M. Ma, Z. Wasif Zafar, M. Haseeb, A. and Ashraf, R. U. (2019). "Are Air Pollution, Economic and Non-Economic Factors Associated with Per Capita Health Expenditures? Evidence from Emerging Economies". International Journal of Environmental Research and Public Health **16**(11): 1967-1989.
55. Wang, K. Wu, J. Wang, R. Yang, Y. Chen, R. Maddock, J. E. and Lu, Y. (2015). "Analysis of Residents' Willingness to Pay to Reduce Air Pollution to Improve Children's Health in Community and

Hospital Settings in Shanghai, China". Journal of Science of the Total Environment **533**: 283-289.

56. Whister, D. (1999). "An Introductory Guide to SHAZAM, Logit Test for Heteroskedastic-city". Available in: http://www. Shazam. Econ. Ubc. Ca.
57. Yin, H. Pizzol, M. Jacobsen, J. B. and Xu, L. (2018). "Contingent Valuation of Health and Mood Impacts of PM2.5 in Beijing, China". Science of the Total Environment **630**: 1269-1282.
58. Zhang, T. and Chen, C. (2018). "The Effect of Public Participation on Environmental Governance in China–Based on the Analysis of Pollutants Emissions Employing a Provincial Quantification". Sustainability **10**(7): 2302-2322.

Original Research Article

Estimation of citizens' willingness to pay District 5 of Tehran to improve air quality using a conditional valuation method[1]

Sahar Abedian[2]
Mir Mehrdad Mirsanjari[3]
Abdolrassoul Salmanmahiny[4]

Received: 21-10-2019 Accepted: 01-01-2020

Introduction: Policymakers consider environmental quality, economic growth, and health as important factors in sustainable development. Air pollution is one of the major issues in environmental quality. Failure to pay attention to air pollution leads to increased health costs, increased mortality of children and the elderly, decreased public welfare, increased crime and violence, pollution of ecosystems, etc. Therefore, policymakers and economists consider air pollution as one of the main obstacles to the economic development of countries. In modern urban management, the presence and cooperation of the people are considered as a key component in sustainable urban management. Therefore, examining the preferences of people in dealing with air environmental goods, awareness of the level of economic participation, and willingness to pay can be an effective step to reduce air pollution. In this regard, the Willingness to Pay (WTP) by the residents of District 5 in Tehran to improve air quality has been evaluated. For this purpose, the contingent valuation method was used to obtain the estimates of Willingness to Pay. Then, the feasibility of purchasing electric buses using the public participation in one year and the benefits related to this issue in terms of reducing air pollution costs, noise pollution, fuel consumption, and costs of maintaining diesel buses were investigated in this study.

Methodology: In this study, the data needed to estimate the WTP to improve air quality were obtained by completing a double-bounded dichotomous

[1]- The article is extracted from a doctoral thesis.

[2]- PhD Student, Department of Natural Resource and Environmental Sciences, Malayer University, Malayer, Iran

[3]- Assistant Professor, Department of Natural Resource and Environmental Sciences, Malayer University, Malayer, Iran
Email: mehrdadmirsanjari@yahoo.com

[4]- Professor of Environmental Sciences, Department of Fisheries and Environmental Science, Gorgan University of Agricultural Science and Natural Resources, Gorgan, Iran

choice (DDC) questionnaire. The questionnaires were randomly distributed among the citizens in District 5 of Tehran.

The questionnaire consisted of three parts including demographic information, perspectives, and willingness to pay questions. Open-ended approaches were used to determine the willingness to pay in the sample. The SPSS, Shazam, and Wolfram Alpha software packages were used for different estimates and statistical operations. It is to be noted that 557 out of 827 intercity buses in District 5 of Tehran are diesel buses such as Benz O-457, Shahab, Scania, etc. The possibility of replacing worn-out diesel buses with electric buses equipped with night charging was investigated. Then, the necessary data for analyzing the cost, environmental and economic benefits of this project were obtained from Tehran Municipality Bus Organization, a review of the Internal and external sources, and statistics related to the level of public participation.

Results and Discussion: According to the results, 85.9% of the statistical sample was willing to pay at least between 30,000 to 70,000 Rials per month to improve air quality, and 37.5% of them stated that their maximum WTP was more than 70,000 Rials. Also, 36.7% of those who were not willing to pay or were willing to pay less believed that improving air quality is one of the responsibilities of the Environment Organization and the municipality. This can be interpreted that, although the government and the responsible institutions have a responsibility to improve air quality and promote public health conceding that there is a common language between citizens and institutions related to environmental pollution control, one cannot expect much success in preventing and solving air pollution problems in metropolitan areas. The results revealed that 85.9% of the respondents were positively willing to pay while the average predicted willingness to pay by each person was 61450 Rials per month. The results also showed that the suggested monetary charge, income, and awareness factors affect the willingness to pay. Income and awareness factors had a positive effect, and only the suggested monetary charge factor had a negative effect. For the negative factor of the bid amount, it is emphasized that the probability of saying yes to WTP decreases by an increase in the bid amount. As it was found, the municipality could replace 18 diesel buses with electric buses in District 5 of Tehran using public participation. This plan has a profit of about 26.696 billion Rials to reduce air pollution, noise pollution, fuel consumption, and the maintenance costs of diesel buses.

Conclusion: The results of the study provide insight for the municipality about the amount of income from environmental charges on air pollution that local citizens are willing to pay to improve air quality. Awareness of this amount can be an effective step to plan financing projects to reduce air pollution in the region, such as using the facilities of E-city, giving special scores to private companies to make the E-shopping system competitive to

reduce travel demand and pollution during peak hours, optimizing the public transportation system in District 5, investing in air pollution reduction plans and helping public organizations to promote public culture to improve air quality. Since environmental funds are one of the sources of financing public services in the municipality, it is recommended that city managers use public partnership to improve air quality and offset costs.

Keywords: Contingent evaluation, Willingness to pay, Economic participation, Air quality.

JEL Classification: Q51, Q53, Q41, O21, C87.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

تأثیر مالیات بر معادلات ساختاری بخش تقاضای اقتصاد کلان ایران با استفاده از رویکرد بیزین

حمید سپهردوست[۱]
سارا محتشمی[۲]
محسن تارتار[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۰۷

چکیده

نقش نظام مالیاتی بر مبنای سه هدف عمده اقتصادی، سیاسی و اجتماعی بنا نهاده شده و اهداف سیاسی و اجتماعی نیز تحت تأثیر اهداف اقتصادی وضع مالیات، جنبه‌های درآمدزایی برای دولت و چگونگی اثرگذاری آن بر سایر بخش‌های فعالیتی اقتصاد قرار دارد. در ادبیات نظری اقتصاد، مالیات‌ها نقش اساسی در تأمین درآمد دولت‌ها جهت ایفای وظایف هزینه‌ای برعهده دارند و اجرای هر سیاست مالیاتی نیازمند بینش مطلوبی از عملکرد آن اقتصاد است. در این مطالعه، از رویکرد بیزین و مدل پایه‌ای کلاین به‌منظور بررسی ساختار تقاضای ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۶۸ استفاده شده که امکان بررسی تأثیر متغیرهای سیاستی بر تقاضای کل را به شکل معتبر ارائه می‌دهد. از مزایای رویکرد بیزین استفاده از اطلاعات غیر داده‌ای جهت به‌دست آوردن تصویری شفاف از وضعیت اقتصاد در نتیجه تغییر و تحولات اقتصادی است. در این پژوهش به‌منظور کدنویسی و تخمین مدل بیزین از بسته نرم‌افزاری RJAGS استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان داد که به‌منظور قطع وابستگی دولت به درآمدهای نفتی و تقویت اهداف درآمدزایی، از آن‌جا که اثر کل مالیات‌ها بر درآمد و مصرف چندان نیست (افزایش یک هزار میلیارد ریال در مالیات‌ها منجر به کاهش مصرف تنها حدود ۲۰۰ میلیارد ریال خواهد شد)، بنابراین در راستای تقویت اهداف درآمدزایی، دولت می‌تواند به نحو بهتر و سریع‌تر برای رسیدن به درآمدهای پایدار مورد نظر اقدام نماید. نتایج همچنان بیان‌گر این واقعیت است که افزایش مخارج کل دولت‌ها به میزان ۱۰۰۰ میلیارد ریال حدود ۲۹۰ میلیارد ریال مصرف را افزایش می‌دهد.

واژگان کلیدی: رویکرد بیزین، مالیات، مخارج، معادلات ساختاری، مدل ساختاری کلاین.

Keywords: Bayesian Approach, Tax, Spending, Structural Equations, Klein Model.

JEL Classification: C11, E02, H24.

[۱]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان (نویسنده مسئول)
hamidbasu1340@gmail.com

[۲]. دانشجوی دکتری اقتصاد، گرایش بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، همدان
sara.mohtashami92@gmail.com

[۳]. دانشجوی دکتری اقتصاد، گرایش بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، همدان
mohsentartar@yahoo.com

۱- مقدمه

مالیات و درآمدهای مالیاتی از مهم‌ترین ابزارهای تثبیتی دولت‌ها هستند. در اقتصاد کلان اثرگذاری مالیات‌ها از نظر تأثیر بر مصرف کل و تقاضای کل مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این راستا مطالعات نظری به جنبه‌های متفاوتی از روند تأثیرگذاری مالیات‌ها پرداخته‌اند. بسیاری عقیده دارند اتخاذ سیاست‌های مناسب مالیاتی نظیر مالیات بر ارزش افزوده در کنار مالیات بر درآمد می‌تواند رشد اقتصادی را متأثر سازد و دارای اثرات مثبت باشد (چهرقانی و زارع‌نژاد، ۱۳۹۸). در یک اقتصاد مدرن انتظار می‌رود که افزایش سطح درآمدهای مالیاتی با خود تعهدات هزینه‌ای دولت در جهت رفاه از طریق رشد اقتصادی همه‌جانبه و ارتقاء شاخص توسعه انسانی آموزش‌دیده را فراهم آورد (سعیدی‌کیا و موسوی[1]، ۲۰۱۵). البته در ارتباط با اثرات منفی افزایش نرخ‌های مالیاتی نظراتی بیان شده است؛ به‌طوری‌که ممکن است در شرایط انعطاف‌پذیر بودن قیمت‌ها، سیاست مالی انبساطی موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، کاهش عرضه پول، افزایش نرخ‌های بهره و تضعیف فعالیت‌های بخش خصوصی شود (فلاحتی و مرادپوراولادی، ۱۳۹۲). در یک اقتصاد پیشرفته تأکید بر آن است که کاهش مالیات، انگیزه‌های فردی برای کار کردن، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد، اما متأسفانه افزایش کسری بودجه دولت مرکزی را به دنبال دارد (گیل و ساموپچ[2]، ۲۰۱۴). در این میان آن‌چه در ادبیات نظری اقتصاد اتفاق‌نظر وجود دارد نقش خانوار و هزینه‌های مصرفی آن در چرخه کلان تولید ملی است. یکی از عوامل مؤثر بر مصرف، مالیات است که برحسب پایه وضع آن می‌تواند تأثیرات متفاوتی بر مصرف بخش خصوصی و در نهایت رشد همه‌جانبه اقتصاد بگذارد. بدیهی است که شدت تأثیر مالیات بر مصرف بخش خصوصی نیز به نوع مالیات وضع‌شده نظیر مالیات بر مصرف، مالیات بر فروش، مالیات بر سود، مالیات بر درآمد و سایر مالیات‌ها و این‌که مالیات مورد نظر بر چه نوع کالایی (کالای ضروری، لوکس یا کالاهای بی‌دوام یا بادوام) وضع شود بستگی دارد. ازآن‌جا که هرکدام از انواع مالیات‌ها، درآمد بخشی از جامعه را هدف قرار داده، با توجه به تفاوت میل نهایی به مصرف در بین بخش‌های مختلف جامعه، انواع مالیات‌ها می‌تواند آثار متفاوتی بر مصرف خصوصی جامعه بگذارد که شناخت آن می‌تواند کمک شایانی به سیاست‌گذاران مالیاتی کشور در افزایش کارایی انواع مالیات‌ها نماید (انصاری‌نسب و تراب، ۱۳۹۴).

---

[1]. Saeedi & Mousavi (2015)
[2]. Gale & Samwick (2014)

با توجه به شرایط رکود تورمی اقتصاد ایران که توأم با رشد اقتصادی پایین وابسته به نفت، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و وجود نابرابری در توزیع درآمد است، کاهش وابستگی اقتصاد به درآمدهای نفتی و افزایش اتکای دولت به درآمدهای مالیاتی بیش از پیش ضروری به نظر رسیده و استفاده از حداکثر توان مالیاتی کشور و افزایش پایه مالیاتی جهت بهبود عملکرد نظام مالیاتی کشور موجب می‌شود تا با اتکاء کمتر به درآمدهای نفتی، امکان تأمین کالاها و خدمات عمومی مورد نظر شهروندان فراهم شود (مداح، شفیعی و سمیعی، ۱۳۸۵). همچنین از دیدگاه جمعیتی، با افزایش سن جامعه ایرانی و به‌تدریج افزایش شمار بازنشستگان و نیاز این قشر به حمایت‌های اجتماعی و بهداشتی نیز اهمیت توجه به منابع مالیاتی برجسته می‌شود، به‌تدریج از تحمیل بار غیر قابل‌توجیه بدهی‌ها بر دوش نسل‌های آتی و کاهش اعتبار دولت در سطح جهان جلوگیری می‌کند. مقایسه منابع درآمدی مالیاتی با سایر منابع نشان می‌دهد که هر چه سهم مالیات‌ها در تأمین مخارج دولت بیشتر باشد، از ایجاد آثار نامطلوب اقتصادی به میزان چشمگیری جلوگیری می‌شود و به نظر می‌رسد وجود یک نظام مالیاتی کارآمد برای رسیدن به اهداف رشد اقتصادی و رفع مخارج عمومی از ضروریات است (ابونوری و زیوری‌مسعود، ۱۳۹۳). البته اجرای هرگونه سیاست مالیاتی در جهت تأمین منابع درآمدی مورد نیاز مخارج دولت می‌تواند آثار متفاوتی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد بر جای گذارد. در این رابطه مطالعات بسیاری نشان دادند که از میان ابزارهای سیاست مالی دولت، مخارج عمرانی و مالیات‌ها می‌توانند به ترتیب دارای اثر مستقیم و معکوس معناداری بر رشد اقتصادی باشند، در حالی که مخارج مصرفی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد (شفیعی و همکاران، ۱۳۸۵). در این رابطه مدت اثرگذاری نیز همواره دارای اهمیت بوده است، به طوری که برخی اقتصاددانان تأکید دارند که هرچند سیاست‌های دولت می‌تواند بر نرخ رشد اقتصادی تأثیر داشته باشد ولی این تأثیر کوتاه‌مدت در بلندمدت استمرار نخواهد داشت. همچنین در چارچوب مدل‌های رشد درون‌زا، تغییرات دائمی در متغیرهایی که به صورت بالقوه تحت تأثیر سیاست‌های دولت قرار دارند، می‌تواند تغییرات دائمی در نرخ رشد ایجاد نماید. بنابراین، ترکیب مخارج دولت با برنامه‌های مختلفی نظیر آموزش و پرورش؛ مخارج زیربنایی عمرانی و یارانه‌های تحقیق و توسعه که بر اساس مطالعات نظری تأثیر مثبتی بر رشد دارند عنصر تعیین‌کننده‌ای برای دخالت دولت در اقتصاد محسوب می‌گردد (تاری و ستاری، ۱۳۸۴).

با توجه به اهمیت بیشتر منابع درآمدی پایدار در اقتصاد، ضروری به نظر می‌رسد که تحلیلی از اثرگذاری مالیات‌ها بر قسمت تقاضای کل اقتصاد با استفاده از داده‌های کلان فراهم آید تا نحوه

اثرگذاری مالیات‌ها بر تقاضای کل و از آن طریق بر رشد تولید کل اقتصاد سنجیده شود. این موضوع کمک می‌کند تا از نظر اقتصادی به عنوان ابزاری کارآمد از مالیات‌ها در جهت اهداف کلان اقتصادی مانند تثبیت اقتصادی، ایجاد اشتغال، بهبود رفاه اجتماعی و رشد اقتصادی استفاده شود. هدف از این پژوهش بررسی تأثیر مالیات بر معادلات ساختاری بخش تقاضای اقتصاد کلان ایران است. برای این منظور تلاش شده است تا با استفاده از رویکرد بیزین و اجرای جداگانه زنجیره‌های مارکفی مونت‌کارلو[1] جهت تخمین پارامترهای ساختاری مدل برای نوسانات اقتصادی ایران، سیستم معادلات همزمان جهت تحلیل ایستای مقایسه‌ای اثر مالیات بر طرف تقاضای اقتصاد ایران بر اساس مدل نظری کلاین برآورد شود. هدف رویکرد بیزین استفاده از باورهای پیشین درباره فرضیه‌های مختلف و سپس اصلاح این باورهای پیشین در پرتو داده‌های گردآوری شده در قالب باورهای پسین است. در انتها تحلیل ایستای مقایسه‌ای ناشی از تغییر مالیات بر مقادیر درون‌زای اقتصاد ایران انجام می‌شود. الگوی کلاین، شامل استفاده از یک مدل ساختاری است که به‌منظور بررسی نوسانات اقتصاد آمریکا در بازه زمانی ۱۹۴۱-۱۹۲۱ و همچنین به‌کارگیری روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای[2] در رویکرد کلاسیک مورد استفاده قرار گرفت (کلاین و گلدبرگر[3]، ۱۹۵۵).

۲- مبانی نظری تحقیق

مالیات به مفهوم ساده عبارت است از برداشت قسمتی از درآمد یا دارایی‌های افراد توسط دولت. مهم‌ترین هدف دریافت مالیات، کسب منابع لازم برای مخارج دولت است. مخارج دولت به طور کلی به دو بخش مخارج عمرانی و جاری تقسیم شده و از بخش‌های کلیدی که از مخارج دولت تأثیر می‌پذیرد سرمایه‌گذاری است. در خصوص تأثیر مخارج دولت بر سرمایه‌گذاری به‌خصوص سرمایه‌گذاری خصوصی، سه دیدگاه متفاوت وجود دارد. در دیدگاه اول اقتصاددانان کلاسیک بیان می‌کنند که افزایش در مخارج دولت باعث افزایش در نرخ بهره شده و در نتیجه اثر جانشینی بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. در دیدگاه دوم کینزی‌ها معتقدند افزایش در مخارج دولت، سرمایه‌گذاری خصوصی را افزایش می‌دهد و بر اساس دیدگاه سوم که موسوم به تعادل ریکاردویی است کسری‌های دولت جایگزین مخارج بخش خصوصی نمی‌شود و بار مخارج

[1]. MCMC
[2]. 3SLS
[3]. Klein and Goldberger (1955)

دولت بر بخش خصوصی چه از طریق افزایش مالیات و چه از طریق انتشار اوراق قرضه، برابر است (خلیلی‌عراقی و شریفی، ۱۳۹۷). همچنین به غیر از اهداف تأمین درآمدی، مالیات می‌تواند به‌عنوان وسیله‌ای برای کنترل و قانونمند کردن الگوی مصرف، تولید و توزیع درآمد در سیستم اقتصادی نیز مورد استفاده قرار بگیرد. طراحی بهینه یک سیستم مالیاتی بستگی به عوامل مختلفی دارد و از کشوری تا کشور دیگر متفاوت است. مطالعات بسیاری تأکید دارند که هرگونه تغییر در مالیات‌های بر مصرف کالا و خدمات و همچنین مالیات بر درآمد و به تبع آن مالیات بر نیروی کار و سرمایه موجب تحریک عوامل رشد اقتصادی می‌شود. البته اعتقاد بر این است که میزان بار مالیاتی و ساختار انواع مالیات، اثرات متفاوتی بر فعالیت‌های اقتصادی کشورها در مقاطع مختلف زمانی و مکانی و تحت شرایط متفاوت دارند (استویلوا[1]، ۲۰۱۷). به عنوان مثال، امین[2] و همکاران (۲۰۱۸) برای مشخص نمودن رابطه بین درآمد شخصی و رشد اقتصادی در چین و پاکستان از ساختارهای دو متغیره و چند متغیره علیت گرنجری استفاده نمودند و نتایج نشان داد که در کشور پاکستان، مالیات بر درآمد اشخاص، رابطه مثبت و نسبت وابستگی و کشاورزی رابطه منفی با رشد اقتصادی دارند. در حالی که در کشور چین، مالیات بر درآمد اشخاص، آزادسازی تجاری و بخش کشاورزی رابطه مثبت ولی تورم و نسبت وابستگی رابطه منفی با رشد اقتصادی دارند.

به‌طورکلی مالیات می‌تواند از طریق سه کانال بر اقتصاد تأثیرگذار باشد؛ تولید، مصرف و کاهش نابرابری درآمد. بنابراین تغییر در مالیات‌ها به منظور دستیابی به اهداف اقتصاد کلان، از ابزارهای مهم اجرای سیاست‌های مالی دولت‌ها است و بررسی اثر مالیات‌ها بر سیستم تقاضای کل اقتصاد کلان با استفاده از روش ایستای مقایسه‌ای نشان خواهد داد که تغییرات مالیات چگونه مقادیر تعادلی را جابجا می‌کند. در بررسی ایستای مقایسه‌ای تأثیر مالیات بر سیستم تقاضای کل اقتصاد ایران در قالب مدل اقتصاد کلان تقاضای کل در کوتاه‌مدت (IS-LM)، این فرضیه مورد تأکید قرار دارد که مالیات‌ها یکی از ابزارهای دولت‌ها است که در مواجه‌شدن با دورهای تجاری برای تأثیرگذاری بر تولید ناخالص داخلی حقیقی مورد استفاده قرار می‌گیرد (جوهانسون و همکاران[3]، ۲۰۰۸). از آن‌جا که این تأثیرگذاری بر تولید ناخالص داخلی حقیقی می‌تواند از طریق تقاضای کل صورت پذیرد بنابراین لازم است در یک مدل دوبخشی، اثر تغییر مالیات بر تقاضای کل

[1]. Stoilova (2017)
[2]. Amin (2018)
[3]. Johansson (2008)

اقتصاد و نرخ بهره بررسی شود. ابزار اساسی این تحلیل استفاده از ایستای مقایسه‌ای است، برای این منظور معادلات IS و LM به‌صورت یک دستگاه تشکیل می‌شود (رابطه ۱):

$$\begin{cases} Y = C_0 + C\left(Y - T, r\right) + I_0 + I\left(Y, r\right) + \bar{G} \\ \bar{M} = L_0 + L\left(Y, r\right) \end{cases} \quad (۱)$$

در رابطه ۱ مصرف (C)، سرمایه‌گذاری (I) و تقاضای پول (L) به‌صورت توابع کلی از درآمد (Y) و نرخ بهره (r) نشان داده شده است. با استفاده از جمله اول بسط تیلور این توابع حول نقطه تعادل (Y^e, r) به فرم خطی این توابع خواهیم رسید. در این صورت دستگاه معادله فوق را می‌توان به‌صورت روابط ۲ نوشت:

$$\begin{aligned} Y &= C_0 + c_y T_0 + c_y\left(1 - t_y\right)Y + c_r r + I_0 + i_y Y + i_r r + \bar{G} \\ \bar{M} &= l_0 + l_y Y + l_r r \end{aligned} \quad (۲)$$

با استفاده از دیفرانسیل کل دستگاه فوق را بر اساس دو متغیر درون‌زای Y و r می‌توان به‌صورت رابطه ۳ و با استفاده از رابطه کرامر تغییرات Y و r نسبت به تغییرات متغیرهای درون‌زای مدل را می‌توان به‌صورت روابط ۴ نشان داد:

$$\begin{bmatrix} 1 - c_y\left(1 - t_y\right) - i_y & -(c_r + i_r) \\ l_y & l_r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dY \\ dr \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} dC_0 + dI_0 - c_y dT_0 + d\bar{G} \\ d\bar{M} - dl_0 \end{bmatrix} \quad (۳)$$

$$\begin{aligned} dY &= \frac{\left(d\bar{M} - dl_0\right)\left(c_r + i_r\right) + \left(dC_0 + dI_0 - c_y dT_0 + d\bar{G}\right)l_r}{D} \\ dr &= \frac{\left(d\bar{M} - dl_0\right)\left(1 - c_y\left(1 - t_y\right) - i_y\right) - \left(dC_0 + dI_0 - c_y dT_0 + d\bar{G}\right)l_y}{D} \end{aligned} \quad (۴)$$

که در آن‌ها عبارت D که در مخرج ظاهر شده به‌صورت رابطه ۵ تعریف می‌شود:

$$D = \left(1 - c_y\left(1 - t_y\right) - i_y\right)l_r + \left(c_r + i_r\right)l_y < 0 \quad (۵)$$

بنابراین، اثر افزایش در مالیات‌های غیر القایی بر درآمد و نرخ بهره به‌صورت روابط ۶ خواهد بود که در آن افزایش در مالیات‌های غیر القایی سبب به وجود آمدن دو اثر در حرکت به سمت نقطه‌ی تعادل جدید می‌شود: کاهش نرخ بهره و کاهش درآمد کل.

$$\frac{\partial Y}{\partial T_0} = \frac{-c_y l_r}{D} < 0$$
$$\frac{\partial r}{\partial T_0} = \frac{-c_y l_y}{D} < 0 \qquad (۶)$$

در بررسی ایستای مقایسه‌ای تغییرات در مالیات و در شرایط حدی یعنی عدم حساسیت مخارج به نرخ بهره $(c_r + i_r) \to 0$ و دام نقدینگی ($l_r \to -\infty$) اثر مالیات بر متغیرهای درون‌زای Y و r به‌صورت روابط ۷ است.

$$\begin{cases} \dfrac{\partial Y}{\partial T_0} = \dfrac{-c_y l_r}{D'} < 0 \\ \dfrac{\partial r}{\partial T_0} = \dfrac{-c_y l_y}{D'} < 0 \end{cases} \qquad (۷)$$

که در آن D' به‌صورت رابطه ۸ تعریف شده است:

$$D' = \left(1 - c_y (1 - t_y) - i_y\right) l_r < 0 \qquad (۸)$$

بنابراین، در حالتی که مصرف و سرمایه‌گذاری تابعی از نرخ بهره نباشند هم مالیات بر تقاضای کل و نرخ بهره اثرگذار است و نقطه تعادل را به سمت پایین هدایت می‌کند. در حالت دام نقدینگی حساسیت تقاضای پول به نرخ بهره بی‌کشش خواهد بود و در نتیجه $l_r \to -\infty$ (روابط ۹). بدیهی است در حالت دام نقدینگی تغییرات مالیات روی نرخ بهره تأثیرگذار نخواهد بود (باروز[1]، ۱۹۶۸).

[1]. Burrows (1968)

$$\begin{cases} \dfrac{\partial Y}{\partial T_0} = \dfrac{-c_y l_r}{D''} < 0 \\ \dfrac{\partial r}{\partial T_0} = \dfrac{-c_y l_y}{D''} \to 0 \end{cases} \quad (۹)$$

۳- پیشینه مطالعات

در بین مطالعات داخلی، رستم‌زاده و گودرزی فراهانی (۱۳۹۶) با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۷ و طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی شامل دو بخش تولیدی مبادله‌ای و غیر مبادله‌ای، به بررسی جایگزین‌سازی درآمد دولت از طریق درآمدهای مالیاتی پرداختند. در بخش منابع درآمدی دولت این پژوهش، با واردکردن درآمدهای مالیاتی مختلف از قبیل مالیات بر مخارج مصرفی، مالیات بر درآمد ناشی از عرضه نیروی کار و اجاره سرمایه در مدل، امکان جایگزین‌سازی درآمدهای مالیاتی به جای درآمدهای نفتی مورد بررسی قرار گرفت. به منظور تخمین پارامترهای این مدل بر اساس روش بیزین و جایگزین‌سازی درآمدهای مالیاتی به جای درآمدهای نفتی، دو سناریو طراحی شدند. در سناریوی اول، فرض شد که دولت درآمد نفتی دارد و قیمت آن به‌صورت برون‌زا تعیین شده و تمامی درآمدهای نفتی توسط دولت خرج می‌شود و دولت اتکایی به درآمدهای مالیاتی ندارد. در سناریوی دوم، فرض شد که تمامی درآمدهای نفتی دولت به صندوق توسعه تزریق شده و دولت با اتکاء به انواع درآمدهای مالیاتی از قبیل مالیات بر ارزش‌افزوده، مالیات بر مصرف، مالیات بر درآمد، هزینه‌های جاری و عملیاتی خود را تأمین می‌کند. نتایج حاصل بیان‌گر آن است که یک شوک مالیاتی در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر متغیرهای رشد اقتصادی و مصرف دارد؛ اما در بلندمدت، با افزایش درآمدهای مالیاتی میزان تولید ناخالص داخلی و به تبع آن، مصرف و سرمایه‌گذاری در اقتصاد افزایش می‌یابد.

ایزدخواستی (۱۳۹۶) در مطالعه خود گزارش نمود که با افزایش نرخ مالیات بر مصرف و کاهش نرخ مالیات تورمی، مانده‌های واقعی پول سرانه افزایش می‌یابد و با توجه به این‌که مصرف و سرمایه‌گذاری به‌وسیله نقدینگی محدود می‌شوند، افزایش مانده‌های واقعی پول سرانه و همزمان کاهش محدودیت نقدینگی بر سرمایه‌گذاری، ذخیره سرمایه سرانه و به همراه آن تولید سرانه را افزایش می‌دهد که در نهایت، باعث افزایش مصرف سرانه می‌شود. با افزایش سطح درآمد سرانه

میزان فراغت افراد افزایش می‌یابد و همزمان با افزایش مصرف باعث افزایش سطح رفاه اجتماعی می‌شود.

شمس‌الدینی و شهرکی (۱۳۹۵) به بررسی عوامل مؤثر بر میزان درآمدهای مالیاتی در ایران با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۱ و روش رگرسیون‌های به ظاهر نا مرتبط (SURE) و معادلات همزمان 3SLS پرداختند. از مباحث مطرح در این پژوهش محاسبه کشش درآمدی اجزای اصلی مالیات‌ها نسبت به پایه آن و اصلاح نظام مالیاتی و نحوه تأثیر آن بر اجزای مالیات و افزایش درآمدهای مالیاتی است. نتایج نشان می‌دهد که اجزای اصلی مالیات‌های مستقیم (مالیات بر سود شرکت‌ها، مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی و سایر مالیات‌های مستقیم) و مالیات بر مصرف و فروش نسبت به پایه‌اش دارای کشش درآمدی کم‌تر از یک بوده و فقط مالیات بر واردات، کشش بیش‌تر از یک دارد. نتایج همچنین نشان داد که تغییر ساختار مالیاتی در بخش مالیات بر واردات کم‌ترین اثر را بر افزایش درآمدهای مالیاتی داشته و تغییر ساختار مالیاتی در بخش‌های سایر مالیات‌های مستقیم و مالیات بر مصرف و فروش به ترتیب بیشترین اثر را در افزایش درآمدهای مالیاتی طی دوره مطالعه داشته است.

سعیدی‌کیا و موسوی[1] (۲۰۱۵) به بررسی اثر درآمدهای مالیاتی بر رشد و توسعه اقتصادی ایران طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۱ با استفاده از روش اتورگرسیون برداری[2] پرداختند. نتایج نشان داده است که بین درآمد مالیاتی جاری با ساختار پرداخت‌ها و شاخص قیمتی مصرف‌کننده برای کالا و خدمات، اثر مثبت معنی‌داری وجود دارد. همچنین بین درآمد مالیاتی با شاخص نیروی انسانی (نرخ باسوادی) و نرخ رشد اقتصادی ارتباط معنی‌داری وجود ندارد.

مالیان، صامتی و رنجبر (۱۳۹۳) امکان جایگزینی درآمد مالیاتی با درآمد نفت در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه با در نظر گرفتن داده‌های دوره زمانی ۸۷-۱۳۵۷ به بررسی این موضوع پرداخت که آیا افزایش درآمد مالیاتی کشور، کاهش در درآمد نفتی را می‌تواند جبران کند و این‌که آیا افزایش درآمد مالیاتی می‌تواند تأثیری بر کاهش کسری بودجه داشته باشد؟ برای این منظور از برآورد یک سیستم معادلات همزمان به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که توجه بیشتر دولت به درآمدهای مالیاتی، کاهش درآمدهای نفتی و جایگزینی درآمدهای مالیاتی در سیستم درآمدی

[1]. Saeedi and Mousavi (2015)
[2]. VAR

دولت می‌تواند وابستگی بیش از حد اقتصاد ایران را به درآمد نفتی کاهش دهد. همچنین در بلندمدت، درآمدهای مالیاتی بیشترین اثر را بر کاهش کسری بودجه دولت خواهد گذاشت.

ابونوری و زیوری‌مسعود (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد (ایران و کشورهای منتخب سازمان همکاری و توسعه اروپایی) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش درآمدهای مالیاتی رابطه مستقیم و مثبت با رشد اقتصادی دارد و با افزایش درآمدهای مالیاتی ضریب جینی افزایش یافته و در نتیجه نابرابری درآمد بیشتر می‌شود.

همچنین فلاحتی و مرادپور اولادی (۱۳۹۲) به بررسی اثرات شوک‌های مالیات‌ها و مخارج دولت به‌عنوان ابزارهای سیاست مالی بر روی متغیرهای کلان اقتصادی شامل تولید ناخالص داخلی، تورم، مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری خصوصی در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی برای سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۸ پرداختند. در این راستا از روش توابع عکس‌العمل آنی استفاده شده است. نتایج به دست‌آمده از پژوهش نشان می‌دهد که هرگاه در بخش‌های مالیاتی ایران شوکی وارد شود، اثری مثبت بر اقتصاد بر جای خواهد گذاشت؛ اما افزایش هر یک از اجزای مخارج دولت به‌صورت شوک، منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی می‌شود. همچنین شوک افزایش مخارج دولت با سرمایه‌گذاری خصوصی و تورم رابطه مستقیم و شوک افزایش مالیات‌ها با سرمایه‌گذاری خصوصی و تورم رابطه معکوس دارند.

در بین مطالعات خارجی، پرن آرین و همکاران[2] (۲۰۱۹) به بررسی اثر سیاست‌های مالی با تأکید بر مالیات‌ها بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری‌ها و توسعه اقتصادی[3]، طی سال‌های ۲۰۱۳- ۱۹۹۰ با استفاده از رویکرد متوسط‌گیری بیزین پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که مالیات در دوره‌های زمانی مختلف می‌تواند اثر مختلفی بر رشد اقتصادی بر جای بگذارد اما به طور واضح در کوتاه‌مدت اثر مالیات بر رشد اقتصادی منفی است.

استویلوا (۲۰۱۷) به بررسی تأثیر ساختار مالیاتی بر رشد اقتصادی در دولت‌های عضو EU-28 طی سال‌های ۲۰۱۳- ۱۹۹۶ پرداخت و بیان نمود که آنالیز توصیفی بر تفاوت‌های بین کشوری در عبارت بار مالیاتی و طراحی ساختار مالیات متمرکز شده، در حالی که آنالیز تجربی اثر مالیات بر رشد اقتصادی از طریق رگرسیون داده‌های تلفیقی تأکید دارد. نتایج مطالعه نشان داد که ساختار

---

1. OLS and GMM
2. Peren Arin (2019)
3. OECD Countries

مالیات بر اساس مالیات بر مصرف، مالیات بر درآمدهای شخصی و دارایی‌ها باعث رشد اقتصادی می‌شود. همچنین تانچیو[1] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به منظور ارزیابی تأثیر مالیات بر درآمد شخصی بر رشد اقتصادی بلغارستان برای دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۴، یک مطالعه اقتصادسنجی با استفاده از روش OLS انجام داد و نتایج نشان دادند که مالیات بر درآمد شخصی باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

کایا و سن[2] (۲۰۱۵) به بررسی رابطه بین مالیات و مخارج مصرفی خصوصی و آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های مالیات بر مخارج مصرفی در کشور ترکیه پرداختند. آن‌ها مخارج مصرفی خصوصی را به چهار بخش عمده تقسیم کردند و سپس یک مدل اتورگرسیون برداری ساختاری (SVAR) برای داده‌های فصلی در طول دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های پژوهش نشان داد که اثرات شوک‌های مالیات بر اجزای مخارج مصرفی در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است و در کوتاه‌مدت تمام مالیات‌ها اثر قابل توجهی بر اجزای مخارج مصرفی دارند، در حالی که در بلندمدت تنها دو نوع مالیات (مالیات بر ارزش افزوده و مالیات بر درآمد شخصی) تأثیرگذار هستند.

آنجلوپولوس و همکاران[3] (۲۰۱۴) در یک الگوی تعادل عمومی پویا به بررسی کمی تأثیر تغییرات در ترکیب مالیات‌ها بر رشد بلندمدت و مطلوبیت مورد انتظار طول زندگی در انگلستان پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که اگر هدف از اتخاذ سیاست مالیاتی، افزایش رشد بلندمدت از طریق تغییر نرخ‌های نسبی مالیاتی باشد، باید مالیات بر درآمد حاصل از نیروی کار کاهش یافته و همزمان مالیات بر مصرف یا سرمایه افزایش یابد تا کاهش درآمد مالیاتی بر نیروی کار را جبران نماید. هیدی و همکاران[4] (۲۰۱۲) به بررسی این مسئله پرداختند که چگونه می‌توان با طراحی سیاست مالیاتی به خروج از رکود اقتصادی کمک کرد و به رشد بلندمدت رسید و بر این اساس تأثیر ساختار مالیات‌ها را بر اقتصاد کشورهای OECD با استفاده از برآوردگر PMG مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از مطالعه بیان‌گر این است که رشد اقتصادی را می‌توان با تغییر پایه مالیاتی به مالیات بر مصرف و دارائی‌های غیر قابل انتقال افزایش داد.

1. Tanchew (2016)
2. Kaya & Sen (2015)
3. Angelopoulos (2014)
4. Heady (2012)

همچنین دی‌کاستر[1] (۲۰۰۶) به بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشور اسپانیا با استفاده از روش اتورگرسیون برداری پرداخت. نتایج مطالعه نشان داد که شوک‌های مالی تأثیری قوی و معنادار بر میزان مصرف بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، نرخ بهره و سطح قیمت‌ها دارند.

با توجه به مطالعات تجربی انجام شده، هدف از پژوهش، بررسی اثر مالیات بر معادلات ساختاری بخش تقاضای اقتصاد کلان ایران با استفاده از رویکرد بیزین است. تفاوت مطالعه حاضر از مطالعات قبلی در انتخاب نوع مدل بررسی است که تأکید بر تحلیل ایستای مقایسه‌ای در مقابل سایر روش‌های تحلیل آماری همچون VAR یا SVAR دارد، به طوری که الگوی کلاین با استفاده از روش 3SLS با رویکرد اقتصادسنجی بیزین با داده‌های اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۳۹۵- ۱۳۶۸ برآورد شده است.

۴- روش تحقیق

اقتصاددانان، مدل‌سازی پدیده‌های اقتصادی را به‌عنوان مجموعه‌ای از معادلات همزمان که در آن وجود چندین متغیر وابسته به‌طور مشترک مشخص می‌شوند امری طبیعی می‌دانند و این موضوع علاوه بر طبیعی بودن، ضروری نیز به نظر می‌رسد؛ زیرا در واقعیت، همزمانی، علیت معکوس و اثرات بازخوردی متغیرها غیر قابل انکار هستند. در چنین حالتی تخمین پارامترهای تابع با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تخمین مناسبی برای پارامترهای مدل ساختاری نیستند. در این پژوهش از اجرای جداگانه زنجیره‌های مارکفی مونت‌کارلو[2] به منظور تخمین ابزارها و سپس تخمین پارامترهای ساختاری مدل برای نوسانات اقتصادی ایران در بازه زمانی ۱۳۹۵- ۱۳۶۸ استفاده شده است. هدف رویکرد بیزین استفاده از باورهای پیشین درباره فرضیه‌های مختلف و سپس اصلاح این باورهای پیشین در پرتو داده‌های گردآوری شده در قالب باورهای پسین است. فرض کنید که برآورد مقادیر نامعلوم k پارامتر مورد نظر باشد (رابطه ۱۰).

$$\beta = \left(\beta_1, \beta_2, ..., \beta_k\right) \qquad (۱۰)$$

1. De Castro (2006)
2. MCMC

برخی باورهای پیشین درباره مقادیر پارامترها باعث می‌شود تا توزیع احتمال مشترک داده‌ها به صورت $p\left(q_t|\beta\right)$ بیان شود. ابزار اصلی محاسبه در قضیه بیز[1] برای متغیرهای تصادفی به صورت رابطه ۱۱ است.

$$p(\beta|q_t) \propto p(\beta)\, p(q_t|\beta) \qquad (۱۱)$$

زمانی که $p\left(q_t|\theta\right)$ به‌عنوان تابعی از β است، می‌توان آن را تابع راست‌نمایی نامید و با نماد $l(\beta|q_t)$ نشان داد؛ بنابراین، رابطه ۱۲ از قضیه بیز به‌دست می‌آید.

$$Posterior \propto \Pr ior \times Likelihood \qquad (۱۲)$$

الگوریتم تحلیل با استفاده از رویکرد بیزین به ترتیب عبارتند از؛ الف: تصریح تابع راست‌نمایی بر اساس توزیع احتمال متناسب با نوع توزیع داده‌ها، ب: تصریح روابط مربوط به توابع توزیع پیشین فوق پارامترهای راست‌نمایی، ج: تصحیح توابع توزیع پیشین مربوط به پارامترهای تابع راست‌نمایی و د: مشخص کردن مقادیر اولیه مدل و برآورد اولیه مدل (کوپ، ۱۳۹۶). در ادامه لازم است تابع توزیع پیشین برای تمام پارامترها مشخص شود تا با استفاده از این تابع یا توابع، تابع راست‌نمایی موزون به‌دست آید که این تابع راست‌نمایی موزون، همان توزیع پسین پارامتر β است. باید توجه داشت که در روابط فوق، β می‌تواند تابعی از متغیرهای دیگر باشد. برای تخمین گشتاورهای توزیع پسین پارامترها، دو روش کلی بر مبنای شبیه‌سازی مونت‌کارلوی زنجیره‌های مارکفی (MCMC)[2] شامل الف- الگوریتم متروپلیس-هیستینگز و ب- الگوریتم نمونه‌برداری گیبس وجود دارد (رفتری[3]، ۱۹۹۵). با استفاده از روش (MCMC) می‌توان از شبیه‌سازی‌های وابسته برای توزیع پسین استفاده کرد. تقریباً تمامی انواع توزیع‌های پسین را با استفاده از این روش تقریب می‌زنند. مهم‌ترین نکته در مورد این روش آن است که در صورت ارگودیک[4] بودن، توزیع پایا به‌دست خواهد داد، بدین معنا که به طور اساسی، با ادامه تکرارها دچار جهش، تغییر و تکامل

1. Baye's Theorem
2. Markov Chain Monte Carlo
3. Raftery (1995)
4. Ergodic

نمی‌شود. همچنین توزیع پایا تحت تأثیر مقادیر اولیه قرار نمی‌گیرد (تیرنی[1]، ۱۹۹۴). در این پژوهش از روش نمونه‌برداری گیبس به‌عنوان یکی از روش‌های MCMC استفاده شده است. روش نمونه‌برداری گیبس بر مفهومی که توزیع تمام شرطی[2] نام دارد، تکیه می‌کند. در توزیع تمام شرطی، تمام پارامترها به‌جز پارامتری که بر آن تمرکز داریم ثابت نگاه داشته می‌شود. با فرض آن‌که بردار پارامترها به صورت $\beta = (\beta_1, \beta_2, ..., \beta_k)$ و $\beta_k^{(i)}$ i امین مقدار شبیه‌سازی شده پارامتر β_k باشد، برای شبیه‌سازی با استفاده از نمونه‌بردای گیبس به صورت روابط ۱۳ عمل می‌شود که با ادامه کار حجم مطلوب به‌دست می‌آید (مکیان، ۱۳۹۷).

$$
\begin{aligned}
&\beta_1^{(i)} \sim p\left(\beta_1 | q_t, \beta_2^{(i-1)}, ..., \beta_k^{(i-1)}\right)\\
&\beta_2^{(i)} \sim p\left(\beta_2 | q_t, \beta_1^{(i)}, \beta_3^{(i-1)}, ..., \beta_k^{(i-1)}\right)\\
&\vdots\\
&\beta_k^{(i)} \sim p\left(\beta_k | q_t, \beta_1^{(i)}, \beta_3^{(i-1)}, ..., \beta_{k-1}^{(i)}\right)\\
&\beta_1^{(i+1)} \sim p\left(\beta_1 | q_t, \beta_2^{(i)}, ..., \beta_k^{(i)}\right)\\
&\vdots
\end{aligned}
\qquad (۱۳)
$$

همان‌طور که گفته شد، یک مدل معادلات همزمان (SEQM) شامل چندین معادله به هم مرتبط است که شامل متغیرهای درون‌زا در سمت راست معادلات است. یکی از مدل‌های اقتصادسنجی کلان کاملاً شناخته شده در زمینه مدل‌های معادلات همزمان مدل کلاین[3] (۱۹۵۰) است. مدل کلاین شامل ۶ معادله به‌صورت ۳ معادله آماری و ۳ اتحاد است. اتحادها نه شامل پارامترهای نامعلوم هستند و نه عبارت خطا بلکه اتحادها بر اساس تعریف برقرارند و جزئی از مدل یکپارچه هستند. مدل، متناسب با ساختار تقاضای اقتصاد در قالب سیستم معادلات طرف تقاضا طبق فرم کلی این توابع در روابط ۱۴ نشان داده شده است.

1. Tierney (1994)
2. Full Conditional Distribution
3. Klein

$$
\begin{aligned}
&C = C\ (Y)\\
&G = G\ (Y)\\
&I = I\ (Y, r)\\
&Y = C + I + G
\end{aligned}
\qquad (۱۴)
$$

مدل‌های اقتصادی طرف تقاضای اقتصاد شامل توابع مصرف، مخارج دولتی، سرمایه‌گذاری (و صادرات و واردات) و تولید ناخالص داخلی است؛ بنابراین فرم صریح روابط فوق توسط الگوی کلاین به صورت روابط ۱۵ به دست می‌آید که در آن، مصرف (C)، سرمایه‌گذاری (I)، متوسط دستمزدهای کارگران بخش خصوصی (W)، متوسط حقوق کارمندان بخش عمومی (W')، درآمد خالص از مالیات ($Y = (W + W')_t + r_t$)، موجودی سرمایه (K) و نرخ بهره (r)[1]. همچنین متغیر Z عبارت از درآمد ناخالص منهای نرخ بهره دریافتی خانوارها است.

$$
\begin{aligned}
&C_t = \beta_1 + \beta_2 r_t + \beta_3 (W + W')_t + \beta_4 r_{t-1} + \varepsilon_{1t}\\
&I_t = \beta_4 + \beta_5 r_t + \beta_7 r_t + \beta_8 Log\ K_{t-1} + \varepsilon_{2t}\\
&W = \beta_9 + \beta_{10} Z_t + \beta_{11} Z_{t-1} + \beta_{12} Trend + \varepsilon_{3t}\\
&G_t = Gc_t + Gi_t\\
&G_t = Gc_t + Gi_t\\
&Y_t + T_t = C_t + I_t + G_t\\
&Y_t = (W + W')_t + r_t\\
&K_t = K_{t-1} + I_t
\end{aligned}
\qquad (۱۵)
$$

بر اساس ساختار اقتصاد ایران، مخارج عمرانی (Gi) و مخارج جاری دولت (Gc) طبق روابط رگرسیونی زیر برآورد و در معادلات سیستم تقاضای کل کلاین قرار داده شده‌اند (روابط ۱۶).

---

[1]. اگرچه تعیین نرخ بهره در سال‌های گذشته به صورت دستوری توسط بانک مرکزی بوده است اما به دنبال عدم تبعیت کامل بانک‌های خصوصی و نیمه دولتی از نرخ‌های مصوب و تعیین نرخ‌های متنوع در قالب پیشنهادهای تحریک‌کننده از یک طرف و همچنین اعلان‌های پیش دستوری و برخوردهای احتمالی درباره تغییر نرخ سود توسط مقامات پولی از طرف دیگر، همواره متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش متأثر از واکنش‌های احتمالی ناشی از انتظارات عقلایی سرمایه‌گذاران خرد و کلان در کشور بوده و تابع مصرف خصوصی، تابع سرمایه‌گذاری، نرخ تورم و به‌دنبال آن مخارج تمام شده دولت در بازار مصرف کالا و خدمات و رشد اقتصادی دچار تغییرات اساسی شدند.

$$Gc_t = \alpha_0 + \alpha_1 TR_t + \alpha_2 Gc_{t-1} + \alpha_3 DM_{1t} + \xi_1 \quad (۱۶)$$
$$Gi_t = \mu_0 + \mu_1 BD_t + \mu_2 Gi_{t-1} + \mu_3 oil_t + \xi_2$$

که در آن متغیر BD یا بودجه عمرانی دولت به‌صورت رابطه ۱۷ تعریف می‌شود.

$$BD = Gc_t + Gi_t - TR + DM_1 \quad (۱۷)$$

همچنین، درآمد کل دولت (TR) به صورت مجموع کل درآمدهای مالیاتی دولت (T)، خالص مالیات‌های غیر مستقیم (IBT)، درآمدهای حاصل از فروش نفت (Roil) و سایر درآمدها (Tth) معرفی‌شده است (رابطه ۱۸).

$$TR = IBT + T + Tth + Roil \quad (۱۸)$$

به‌منظور بررسی ایستای مقایسه‌ای تأثیر مالیات بر طرف تقاضای اقتصاد ایران، ابتدا معادلات فوق با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی بیزین برآورد و سپس کمیت و کیفیت اثر مالیات بر سمت تقاضای اقتصاد ایران بررسی می‌شود. برای این‌که سیستم معادلات فوق برآورد شود، ابتدا باید فرم کاهشی متناظر با متغیرهای درون‌زای معادله کلاین نوشته شود. برای این منظور ابتدا باید متغیرهای برون‌زای سیستم مشخص و سپس متناظر با هر متغیر درون‌زا یک معادله شامل تمام متغیرهای برون‌زا نوشته شود. در سیستمی که کلاین معرفی کرده است متغیرهای برون‌زا عبارتند از $\{r_{t-1}, K_{t-1}, Z_{t-1}, T, G_t, C_{t-1}\}$. پس از تصریح معادلات ساختاری مرتبط با داده‌های اقتصاد ایران، جهت برآورد الگوی کلاین ابتدا متغیرهای ابزاری با استفاده از میانگین پسین رگرسیون متغیرهای ابزاری به‌دست می‌آید و سپس در یک زنجیره مارکفی جدا این متغیرهای ابزاری در الگوی ساختاری کلاین بکار گرفته می‌شوند. در این مطالعه، الگوی کلاین با استفاده از روش 3SLS با رویکرد اقتصادسنجی بیزین با داده‌های اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۳۹۵- ۱۳۶۸ برآورد شده است. در این پژوهش، ابتدا کدها در نرم‌افزار JAGS نوشته شده و سپس با استفاده از نرم‌افزار R و پکیج Rjags که مخصوص تخمین‌های بیزین است، خروجی‌ها مورد تحلیل قرار گرفتند. در ادامه، متغیرهای درون‌زا با استفاده از نماد Y_i و متغیرهای برون‌زا با نماد X_i نشان داده شدند. بر این اساس دو مجموعه زیر را برای معادله اصلی این پژوهش (روابط ۱۹) خواهیم داشت:

$$endo = \{C_t, r_t, I_t, Y_t\}$$
$$exo = \{r_{t-1}, K_{t-1}, Z_{t-1}, T, G_t, C_{t-1}\} \quad (۱۹)$$

برای تخمین سازگار ابتدا متغیرهای درون‌زایی که در سمت راست بخش اول روابط ۱۸ ظاهر می‌شوند را بر متغیرهای برون‌زای سیستم در سه معادله جداگانه رگرس کرده و سپس میانگین پسین به‌دست‌آمده از این رگرسیون را در قالب متغیرهای X_i^p نشان می‌دهیم که به ترتیب عبارتند از؛ $X_1^p = r_t$، $X_2^p = (W + W')_t$ و $X_3^p = \mathrm{Y} + \mathrm{T} - \mathrm{W}$.

پس از به دست آوردن ابزارهای پسین متغیرهای درون‌زا، به منظور تخمین روابط ۱۹ در یک مدل ساختاری، از آن‌جا که تمامی متغیرهای درون‌زا پیوسته هستند از تابع راست‌نمایی نرمال برای هرکدام از معادلات استفاده می‌شود. سپس بر اساس الگوریتم نمونه‌برداری گیبس، روابط بین تابع راست‌نمایی و توابع چگالی پیشین آن طبق روابط ۲۰ تخمین زده می‌شود.

$$\begin{cases} Y_{it} \sim \sqrt{\dfrac{\Pr[1:3,1:3]}{2\pi}} \exp\left(-\dfrac{\Pr[1:3,1:3]}{2}\left(\log Y_{it} - \mu_{it}\right)\right) \rightarrow Liklihood \\ \mu_{it} = \beta_j X_i^p + \beta_l exo + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (۲۰)$$
$$\begin{cases} \Pr[1:3,1:3] \sim |R|^{3/2} \left|\Pr[1:3,1:3]\right|^{3-p-1/2} \exp\left(-\dfrac{1}{2} Tr(R\,\Pr)\right) \\ \beta_{j,l}^i \sim N\,(0, 0.001) \end{cases}$$

روابط تابع راست‌نمایی (۲۰)، چگالی پیشین پارامترهای مدل ساختاری و تابع راست‌نمایی هرکدام از معادلات روابط ۱۹ را نشان می‌دهد. در تابع راست‌نمایی روابط میان متغیرهای درون‌زا، ابزاری و برون‌زا در قالب تابع توزیع احتمال مناسب با نوع داده‌ها تصریح می‌شود. چگالی پیشین، باورهای محققین را راجع به اندازه ضرایب و پارامترهای تعریف شده در قسمت تابع راست‌نمایی نشان می‌دهد. تابع چگالی پیشین مربوط به ماتریس واریانس جملات اخلال، از نوع توزیع ویشارت[1] انتخاب شده است. همچنین فرض شده است که این ضرایب ($\beta_{j,l}^i$) تصادفی بوده و توسط توزیع نرمالی با میانگین صفر و ضریب دقت یک‌هزارم، تولید شده است. جهت درنظرگیری نااطمینانی اثر متغیرهای ابزاری و برون‌زا بر متغیرهای درون‌زا در هرکدام از معادلات، از این ضریب دقت که

[1]. Wishart Distribution

در ادبیات اقتصادسنجی بیزین مرسوم است استفاده شده است. علاوه بر این، فرض شده است که ضرایب دقت تابع چگالی پیشین، نیز تصادفی بوده و تابع چگالی فوق پیشین گامای معکوس با مقادیر پارامتری برابر با یک‌هزارم تولید شده‌اند.

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱- نتایج توصیفی

ویژگی‌های توصیفی داده‌های مالیات در بازه زمانی مطالعه در جدول ۱ خلاصه شده است. بر اساس نتایج جدول ۱، به طور متوسط نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی ۵/۶٪ است. بر اساس این یافته‌ها در بازه زمانی این مطالعه بالاترین میزان این نسبت برابر با ۱۰/۴۶٪ است که مربوط به سال ۱۳۷۸ است. همچنین کمترین میزان این نسبت برابر با ۳/۳۷٪ و مربوط به سال ۱۳۶۹ است.

جدول ۱: ویژگی‌های توصیفی کل درآمدهای مالیاتی به نسبت GDP

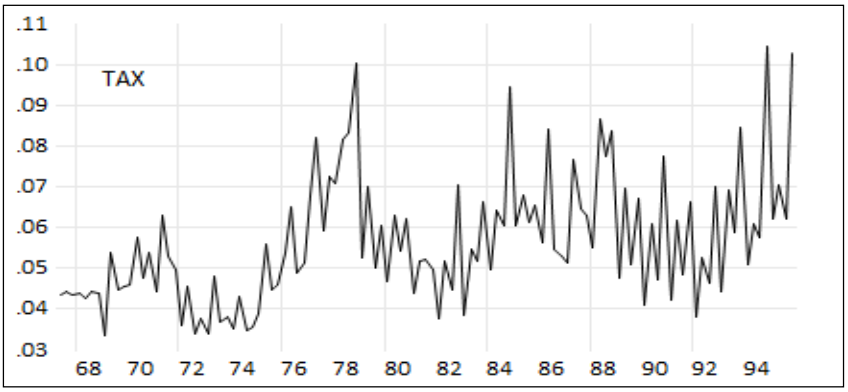
مالیات	ویژگی‌های توصیفی
۰/۰۵۶۵۱	میانگین
۰/۰۵۳۱۷	میانه
۰/۱۰۴۵۹	حداکثر
۰/۰۳۳۷۲	حداقل
۰/۰۱۵۳۹	انحراف استاندارد
۰/۹۲۶۰۳	چولگی
۳/۷۰۱۹۸	کشیدگی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با نگاهی به مسیر زمانی داده‌های آماری مالیات نسبت به تولید ناخالص داخلی در نمودار ۱ مشاهده می‌شود که پس از پایان جنگ تحمیلی عراق با ایران و در اوایل سال ۱۳۷۴ مالیات‌ها به نسبت تولید ناخالص داخلی رو به افزایش نهاده که در نتیجه افزایش درآمدهای مالیاتی دولت به‌خاطر رونق پس از پایان جنگ تحمیلی بوده است. در اوایل سال ۱۳۸۰ مالیات‌ها نسبت به تولید ناخالص داخلی کاهش یافت و پس از نوسانات زیاد از اوایل سال ۱۳۹۲، روند افزایشی پی‌گرفت.

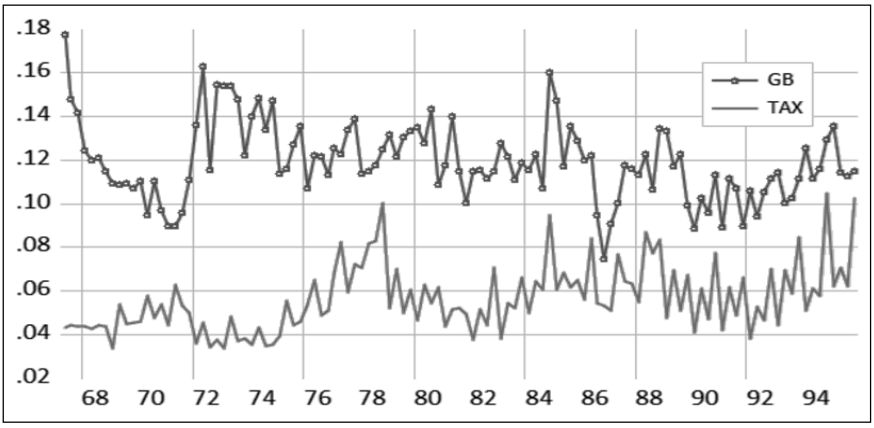
در نمودار ۲، روند زمانی مالیات‌ها و مخارج جاری نسبت به تولید ناخالص داخلی در بازه زمانی ۱۳۹۵- ۱۳۶۸ نشان داده شده است. با توجه به نمودار ۲ مشاهده می‌شود که نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی همواره کمتر از نسبت مخارج جاری دولت به تولید ناخالص داخلی است. این موضوع نشان‌دهنده آن است که به موازات بزرگ‌تر شدن دولت‌ها سهم درآمدهای دولت از مالیات‌ها بسیار پایین بوده است. همچنین بر اساس اطلاعات این نمودار بعد از جنگ تحمیلی نسبت

هزینه‌های جاری به تولید ناخالص داخلی به شکلی پر تکرار افزایش یافته است. اهمیت توجه به این موضوع در این است که چنان‌چه این وضعیت با استفاده از درآمدهای مالیاتی و یا سایر ابزارهای دولت کنترل نشود، ممکن است در بلندمدت سهم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را از تولید بالقوه کاهش دهد. یک راه حل پیشنهادی در این وضعیت آن است که با افزایش مالیات‌ها و صرف آن در پروژه‌هایی که مرتبط با تحقیق و توسعه، آموزش و بهداشت و هزینه‌های عمرانی است تا حدودی اثر کاهش بلندمدت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را جبران کرد.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: تحول مالیات به نسبت GDP در بازه زمانی منتخب ۱۳۹۵- ۱۳۶۸



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: مقایسه مالیات به نسبت GDP با مخارج جاری دولت به نسبت GDP در بازه زمانی منتخب ۱۳۶۸-۱۳۹۵

۵-۲- برآورد مدل

پس‌از تصریح مدل، از آن‌جا که در تحلیل بیزین پارامترها برخلاف رویکرد کلاسیک، مقادیری تصادفی و نامعلوم هستند باید توزیع آن‌ها را یا با استفاده از روش‌های تحلیلی و یا با استفاده از روش‌های شبیه‌سازی برآورد نمود و بر اساس گشتاورهای مرتبه اول مانند میانگین یا میانه رفتار پارامتر که مقداری تصادفی است را توضیح داد. برای این منظور، پس از تصریح مدل با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو زنجیره‌های مارکفی (MCMC) با ۱۰۰۰۰۰ تکرار توزیع پسین پارامترهای تصادفی مدل برآورد می‌شود. نتایج تخمین مدل بر اساس سیستم معادلات ساختاری کلاین و استفاده از داده‌های اقتصاد ایران، در روابط ۲۱ و همچنین جدول ۲ ارائه شده است.

$$
\begin{aligned}
C_t &= 41.67 - 0.1\, X_1^P + 0.6\, X_2^P - 0.25 P_{t-1}, \\
I_t &= 19.06 - 0.026\, X_1^P + 0.68 P_{t-1} - 0.147 K_{t-1}, \\
W_t &= 4.155 + 0.0627\, X_3^P + 0.486\, X_{t-1} + 0.02\, t,
\end{aligned}
\qquad (۲۱)
$$

نتایج تخمین مدل بیان‌گر آن است که میل نهایی به مصرف (ضریب β_3) برابر ۰/۶ است و تأثیر منفی نرخ بهره بر مصرف (ضریب X_1^P در معادله مصرف) و بر سرمایه‌گذاری (ضریب X_1^P در معادله سرمایه‌گذاری) را نشان می‌دهد. در مورد اثر مالیات بر درآمد، نتایج نشان‌دهنده تأثیر منفی و اندک مالیات بر کاهش درآمد است (ضریب $X_3^P = \mathrm{Y} + \mathrm{T} - \mathrm{W}'$ در معادله W_t). لازم به ذکر است که در اقتصاد با شرایط رکود تورمی نظیر ایران نرخ بالای بهره موجب افزایش انگیزه برای پس‌انداز نقدینگی و تلاش جهت حفظ ارزش پول و به تأخیر انداختن مصرف حال برای مصرف آتی خانوارها می‌شود. همچنین برای سرمایه‌گذاران ارائه هرگونه تسهیلات بانکی با بهره‌های پایین در مقایسه با نرخ‌های تورمی جاری، یک نوع رانت محسوب شده و انگیزه برای دریافت وام با هدف سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. انحراف استاندارد مونت‌کارلویی تمامی پارامترها کوچک‌تر از انحراف استاندارد متعارف توزیع‌های پسین است که این موضوع نشانه‌ای از همگرایی الگوریتم در یافتن توزیع‌های پسین حاشیه‌ای هست. در ادبیات اقتصادسنجی بیزین اگر انحراف استاندارد مونت‌کارلویی یک بیستم انحراف متعارف پسین باشد همگرایی الگوریتم به توزیع پسین مانا اتفاق خواهد افتاد (کوپ، ۱۳۹۶). بر اساس نتایج جدول ۲، یک درصد افزایش در نرخ مالیات منجر به کاهش درآمد به اندازه ۰/۰۶۲۷ خواهد شد (ضریب β_{11}). دو ستون آخر جدول ۲ نشان‌دهنده فاصله‌ی اعتبار ۹۵٪ است. دامنه‌ی ۹۵٪ میل نهایی به مصرف بازه (۰/۷۷۴ و

۰/۰۲۱۳۳) نشان می‌دهد که به احتمال ۹۵٪، مقدار واقعی پارامتر در این بازه قرار دارد. همچنین فاصله اعتبار ۹۵٪ برای ضریب مالیات بازه (۰/۱۵۷۶ و ۰/۲۰۰۶) است. ضریب اثر مالیات بر درآمد به‌احتمال ۹۵٪ در بازه فوق قرار دارد. تأثیر افزایش مخارج بر مصرف و ضریب بودجه متوازن در جدول ۲ مشخص نیست بلکه از تعیین متغیرهای ابزاری به دست می‌آید. اثر مالیات بر مصرف ($\beta_{T,C}$)، مخارج دولتی بر مصرف ($\beta_{T,C}$)، اثر مالیات بر درآمد ($\beta_{T,W}$) و اثر مخارج بر درآمد ($\beta_{G,W}$) در جدول ۳، خلاصه شده است.

جدول ۲: نتایج برآورد مدل بر اساس روابط ۱۵، با استفاده از روش 2SLS و MCMC

ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	خطای مونت‌کارلویی شبیه سازی	۲/۵%	۹۷/۵%
β_1	۴۱/۶۷	۴/۰۳۸	۰/۳۴۵۱	۳۳/۲۹	۴۹/۴۲
β_2	−۰/۱۳۹۱	۰/۰۶۸۳۹	۰/۰۰۳۲۴	−۰/۲۷۸۲	−۰/۰۰۹۶۲۳
β_3	۰/۶۰۰۳	۰/۰۳۹۷۷	۰/۰۰۲۸۸۹	۰/۰۲۱۳۳	۰/۷۷۵۴
β_4	−۰/۲۴۵۹	۰/۲۵۰۷	۰/۰۲۱۷۹	−۰/۷۵۹۴	۰/۲۵۸۵
β_5	۱۹/۰۶	۶/۵۳۳	۰/۶۴۹۶	۷/۷۶	۳۰/۹
β_6	−۰/۰۲۶۳	۰/۰۱۸۷۶	۰/۰۰۰۸۴۱	−۰/۰۶۲۶۷	−۰/۰۱۱
β_7	۰/۶۸۵	۰/۰۹۲۸۷	۰/۰۰۸۰۱۲	۰/۵۰۹۱	۰/۸۷۶۹
β_8	−۰/۱۴۷	۰/۰۳۲۹۱	۰/۰۰۳۲۷۱	۰/۲۰۸۲	−۰/۰۹۰۳۹
β_9	۴/۱۵۵	۳/۶۹۵	۰/۳۵۵۱	−۲/۴۱۶	۱۱/۱۷
β_{10}	۰/۰۶۲۷	۰/۰۴۶۸۵	۰/۰۰۴۳۵۲	۰/۰۲۰۰۶	۰/۱۵۷۶
β_{11}	۰/۴۸۶	۰/۰۸۵۶۷	۰/۰۰۸۳۵۷	۰/۳۱۸۵	۰/۶۳۹۸
β_{12}	۰/۰۲۱۶۱	۰/۰۹۸۰۸	۰/۰۰۷۷۳۷	−۰/۱۷۰۲	۰/۱۹۸۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس یافته‌های جدول، ضریب بودجه متوازن برابر با ۰/۴۰۴۷ = ۰/۱۷۳۳ − ۰/۵۷۸ است و با افزایش مخارج دولتی و مالیات به اندازه یک واحد به ترتیب مصرف برابر با ۰,۲۸ واحد افزایش و ۰,۱۹۴۹ واحد کاهش می‌یابد، لذا زمانی که دولت در حال متعادل کردن بودجه است، در کل مصرف افزایش خواهد یافت؛ بنابراین، تقاضای کل کاهش نخواهد یافت و به این دلیل تولید

واقعی کاهش نمی‌یابد. به منظور تحلیل استنباطی دقیق باید مدل از نظر کنترل ایستایی زنجیره‌های مارکفی بیزین مورد بررسی قرار گیرد و سپس مورد تجزیه و تحلیل ایستای مقایسه‌ای واقع شود.

جدول ۳: نتایج اثر متغیرهای درون‌زا بر مصرف و درآمد با استفاده MCMC

ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	خطای مونت کارلو	٪۲/۵	٪۹۷/۵
$\beta_{T,C}$	-۰/۱۹۴۹	۳۱/۸۳	۰/۱۸۲۳	-۰/۳۴۷	-۰/۰۰۱
$\beta_{G,C}$	۰/۲۸۴۹	۳۱/۷۸	۰/۱۶۸۷	۰/۲۰۳	۰/۶۷۱
$\beta_{T,W}$	-۰/۱۷۳۳	۱۰/۶۱	۰/۷۹۷۷	-۰/۴۳۵۴	-۰/۰۲۰۳
$\beta_{G,W}$	۰/۵۷۶	۰/۲۹۹۹	۰/۰۲۱۰۹	۰/۱۸۱۳	۰/۷۴۷۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

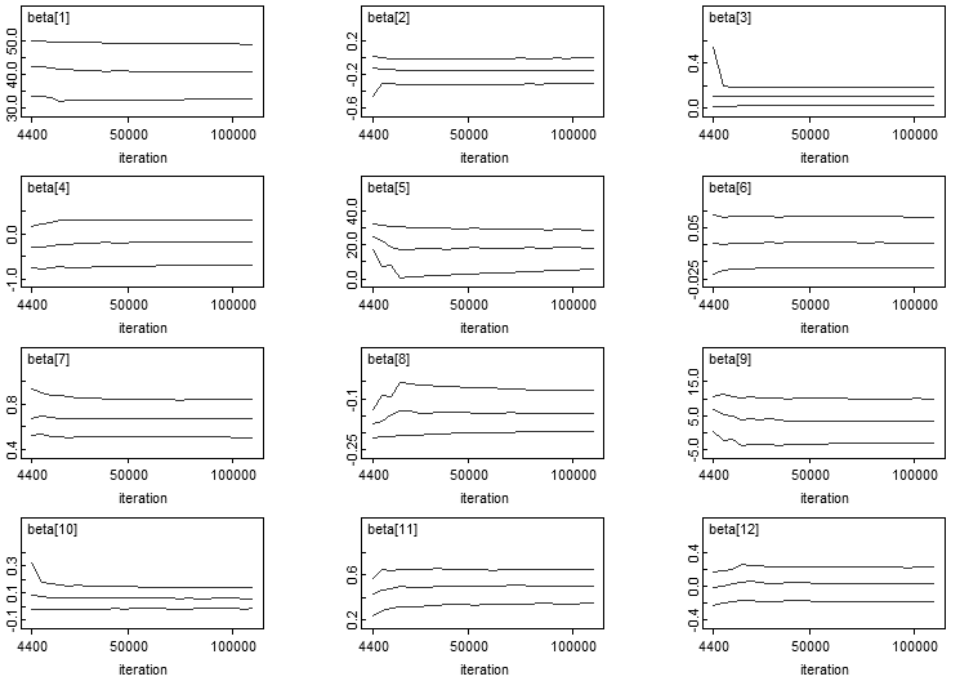
۵-۳- بررسی اعتبار مدل

در پژوهش حاضر برای محاسبه آماره‌های بیزین از روش زنجیره‌های مارکفی شبیه‌سازی شده با روش مونت‌کارلو[1] استفاده شده است. همان‌طور که گفته شد، در روش بیزین پارامترها خود متغیرهایی تصادفی هستند که برای توصیف ویژگی‌های آن‌ها باید توزیع احتمالشان برآورد شود. یکی از معیارهای کنترل مدل در رویکرد بیزین همگرایی توزیع پسین شبیه‌سازی شده به توزیع واقعی پارامتر است که در مجموعه نمودارهای ۳، میانگین متحرک پسین در طول تکرارها بررسی شده است. طی تکرارهای مختلف، زنجیره‌های مارکفی نشان می‌دهند که در فرآیند میانگین متحرک توزیع پسین هرکدام از ضرایب الگوی کلاین، جهشی که منعکس‌کننده عدم همگرایی توزیع پسین پایا باشد، وجود ندارد؛ بنابراین می‌توان با اطمینان ۹۵٪ به همگرایی الگوریتم به توزیع پسین پایای ضرایب امیدوار بود؛ بنابراین، به منظور تخمین دقیق توابع توزیع پسین پارامترها نیازی به افزایش حجم شبیه‌سازی نیست. در صورت وجود شکست در خطوط چندکی درون فواصل اطمینان آن‌گاه می‌توان انتظار داشت توزیع پسین شبیه‌سازی شده با توزیع پسین واقعی پارامترها مطابقت نداشته باشد. در این وضعیت الگوریتم شبیه‌سازی توزیع پسین پارامترها اصطلاحاً دوری[2] نامیده می‌شود و تنها قسمتی از توزیع پسین واقعی را شبیه‌سازی می‌کند.

در رویکرد بیزین، به منظور بررسی کارایی اکتشافی داده‌های شبیه‌سازی شده با الگوریتم شبیه‌سازی زنجیره‌های مارکفی برای تخمین توابع چگالی پسین پارامترها، توابع خودهمبستگی در

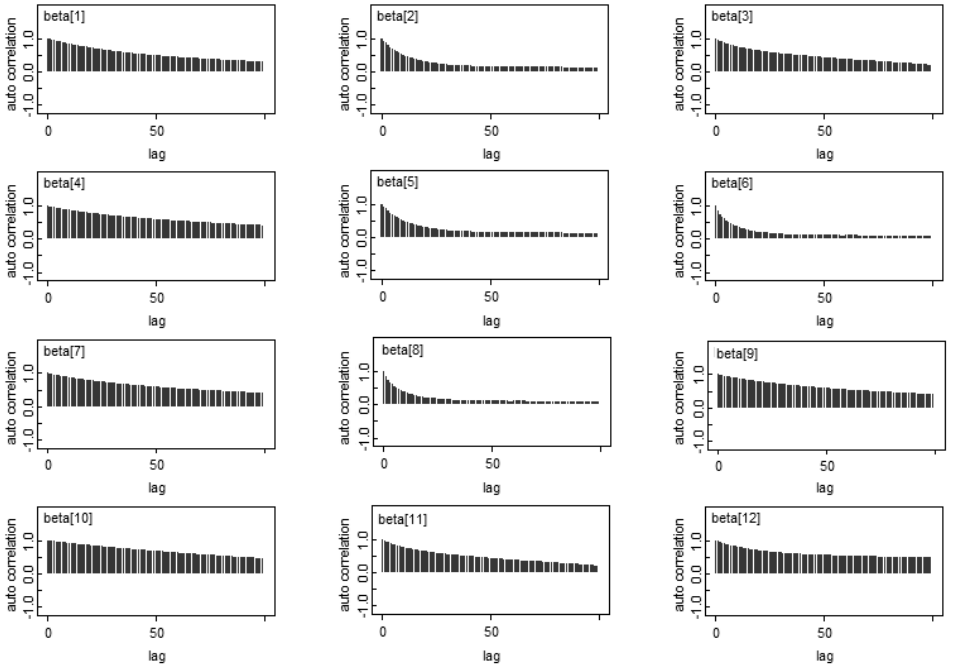
[1]. MCMC
[2]. Periodic

تکرارهای مختلف هر چگالی پسین بررسی می‌شود. در حالت ایده‌آل باید خودهمبستگی در همه وقفه‌ها به‌جز وقفه صفر تقریباً برابر با صفر باشد (کوپ، ۱۳۹۶). در چنین شرایطی خطای مونت‌کارلو که تغییرپذیری تخمین را اندازه می‌گیرد (این تغییرپذیری در نتیجه ماهیت تقریبی روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو و نمونه‌های با تعداد متناهی تولید می‌شود)، کاهش خواهد یافت. همچنین مجموعه نمودارهای ۴، خودهمبستگی تکرارهای زنجیره مارکفی را نشان می‌دهد. با توجه به نمودارهای خودهمبستگی، ملاحظه می‌گردد که در تعداد تکرارهای کمتر از ۵۰، میزان همبستگی به صفر میل می‌کند؛ بنابراین، حجم تکرارهای بکار گرفته شده در این مطالعه مناسب است و نیازی به افزایش تکرارها برای تخمین دقیق توزیع پسین پارامترها نیست.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودارهای ۳: نمودارهای چندکی میانگین متحرک توزیع پسین پارامترها



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودارهای ۴: تابع خودهمبستگی میان تکرارهای تولید زنجیره‌های مارکفی

به‌طور خلاصه می‌توان گفت روش آماری بکار گرفته شده برای تخمین الگوی کلاین در این پژوهش، نتایج آماری معتبری را تولید می‌کند؛ لذا با استناد به آن‌ها می‌توان تحلیل‌های مربوط به اثر متغیرهای برون‌زا را بر وضعیت تعادلی سیستم بررسی نمود.

۶- نتیجه‌گیری و راهبرد سیاستی

به طور کلی مالیات‌ها به دلیل اثری که بر بازده سرمایه‌گذاری‌های فیزیکی و انسانی دارند، می‌توانند بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و در نهایت بر نرخ رشد تولید کل اقتصاد تأثیرگذار باشند. با توجه به شرایط کنونی اقتصاد ایران که توأم با رشد اقتصادی پایین و وابسته به نفت و وجود نابرابری در توزیع درآمد است و تغییر تناسب جمعیتی به نفع بازنشستگان و از کار افتادگان می‌باشد، کاهش وابستگی اقتصاد به درآمدهای نفتی و افزایش اتکای دولت به درآمدهای مالیاتی بیش از پیش ضروری به نظر می‌رسد. به این منظور در این پژوهش نحوه اثرگذاری مالیات‌ها بر تقاضای کل و از آن طریق بر رشد تولید کل اقتصاد سنجیده شد. برای بررسی تأثیر مالیات بر معادلات ساختاری بخش تقاضای اقتصاد کلان ایران از مدل ساختاری کلاین و رویکرد بیزین

استفاده شد. مزیت رویکرد بیزین بر رویکرد کلاسیک استفاده از اطلاعات غیر داده‌ای است که در شرایطی که حجم داده‌ها محدودیت دارد تخمین‌های بهتری را جهت مدل‌سازی اقتصاد کشور در اختیار پژوهش‌گران قرار می‌دهد.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده تأثیر مالیات‌ها بر کاهش مصرف و کاهش تقاضای کل نسبتاً اندک است؛ بنابراین، آن‌گونه که به نظر می‌رسد افزایش مالیات‌ها تولید را کاهش نخواهد داد. این موضوع تنها پیامد کوتاه‌مدت افزایش مالیات‌هاست. از طرف دیگر افزایش مالیات‌ها با تحریک میل به پس‌انداز مردم می‌تواند شرایط رشد بلندمدت کشور را بهبود بخشد. همچنین، استفاده از افزایش مناسب در نرخ‌های مالیات سبب می‌شود که روش‌های تأمین کسری بودجه تورم‌زا مورد استفاده قرار نگیرد و از این طریق ارزش پول ملی کشور تضعیف نشود. علاوه بر این، تأمین مالی از طریق مالیات‌ها وابستگی کشور را به کشورهای خارجی به منظور تأمین کسری حساب سرمایه تراز پرداخت‌ها کاهش می‌دهد. با توجه به نتایج مشاهده شد که نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی همواره کمتر از نسبت مخارج جاری دولت به تولید ناخالص داخلی است. این موضوع نشان‌دهنده آن است که به موازات بزرگ‌تر شدن دولت‌ها سهم درآمدهای دولت از مالیات‌ها بسیار پایین بوده است. بنابراین ضروری است برای حفظ این نسبت، یا درآمدهای دولت افزایش یابد و یا این‌که مخارج دولت کاهش یابد. البته در ارتباط با مخارج دولت باید به تفاوت بین مخارج جاری و عمرانی توجهی اساسی نمود. زیرا کاهش مخارج عمرانی و عدم رشد کافی در زیرساخت‌ها می‌تواند سبب کاهش رشد اقتصادی در آینده شود.

همچنین بر اساس اطلاعات این پژوهش، بعد از جنگ تحمیلی نسبت هزینه‌های جاری به تولید ناخالص داخلی به طور مکرر افزایش یافته است. اهمیت توجه به این موضوع در این است که چنان‌چه این وضعیت با استفاده از درآمدهای مالیاتی و یا سایر ابزارهای دولت کنترل نشود، ممکن است در بلندمدت سهم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را از تولید بالقوه کاهش دهد. یک راه‌حل پیشنهادی در این وضعیت آن است که با افزایش مالیات‌ها و صرف آن در پروژه‌هایی که مرتبط با تحقیق و توسعه، آموزش و بهداشت و هزینه‌های عمرانی است تا حدودی اثر کاهش بلندمدت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی جبران شود. با توجه به نتایج این پژوهش با افزایش مخارج دولتی و مالیات به اندازه یک واحد، به ترتیب مصرف ۲۸ واحد افزایش و ۱۹۴۹ واحد کاهش می‌یابد، لذا زمانی که دولت در حال متعادل کردن بودجه است، مصرف افزایش خواهد یافت؛ بنابراین، تقاضای کل کاهش نخواهد یافت و به این دلیل تولید واقعی کاهش نمی‌یابد. به منظور قطع

وابستگی دولت به درآمدهای نفتی از آن‌جا که اثر کل مالیات‌ها بر درآمد و مصرف قابل توجه نیست، می‌توان به نحو بهتر و سریع‌تر برای رسیدن به درآمد مورد نظر اقدام کرد. همچنین افزایش مخارج کل دولت‌ها به میزان ۱۰۰۰ میلیارد ریال، مصرف را حدود ۲۹۰ میلیارد ریال افزایش می‌دهد. بنابراین، نباید پیامد اثر افزایش برون‌زای مالیات‌ها توسط دولت بر مخارج کل، بیش از حد برآورد شود و با توجه به تأثیر کم مالیات بر مصرف، توصیه می‌شود با تعیین نرخ بهینه مالیات بر مصرف، از عواید این نوع مالیات برای ایجاد زیرساخت‌های مناسب و افزایش مخارج عمرانی دولت استفاده شود تا بدین طریق بتوان با کاهش نقش درآمدهای نفتی از بودجه، شرایط را برای رشد اقتصادی مناسب‌تر در آینده فراهم نمود.

منابع و مأخذ

۱. ابونوری، عباسعلی. و زیوری‌مسعود، سمیه (۱۳۹۳). "تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد؛ ایران و کشورهای منتخب OECD". پژوهشنامه مالیات **۲۲**(۲۴)۴: ۸۵-۶۴.

۲. انصاری نسب، مسلم. و تراب، فاطمه (۱۳۹۴). "بررسی آثار کوتاه‌مدت مالیات بر مصرف و مالیات بر درآمد بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران". فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی **۳**(۱۲): ۷۸-۵۷.

۳. ایزدخواستی، حجت (۱۳۹۶). "تحلیل اثرات اصلاح سیاست مالیاتی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران: رویکرد خرید پیشاپیش نقد CIA". فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی **۷** (۲۸): ۲۲۶-۱۹۱.

۴. باروز، پل. و هیتیریس، تئودور (۱۹۶۸). *نظریه اقتصاد کلان؛ یک مقدمه ریاضی*. بهروز هادی زنور؛ تهران، نشر دانشگاهی.

۵. برانسون، ویلیام. اچ (۱۹۹۱). *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*. عباس شاکری؛ چاپ بیست و سوم، تهران، نشر نی.

۶. تاری، فتح‌الله. و ستاری، رسول (۱۳۸۴). "تأثیر مخارج دولت و مالیات‌ها بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک". پژوهشنامه اقتصادی **۱۶**: ۱۸۲-۱۵۳.

۷. چهرقانی، احمد. و زراءنژاد، منصور (۱۳۹۸). "بررسی تأثیر مالیات بر ارزش‌افزوده بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل‌محاسبه (CGE)". پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **۹**(۳۶): ۱۲۸-۱۰۹.

۸. خلیلی‌عراقی، منصور. و شریفی، حسن (۱۳۹۷). "تاثیر هزینه‌های دولت بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در قالب مدل VAR و FAVAR". فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی **۱۲**(۴۲): ۱۱۷-۹۹.

۹. رستم زاده، پرویز. و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۶). "جایگزین سازی درآمد دولت از طریق درآمدهای مالیاتی با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) **۱۷**(۴): ۱۴۵-۱۲۱.

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

۱۱. شمس‌الدینی، مصطفی. و شهرکی، جواد (۱۳۹۵). "بررسی عوامل مؤثر بر میزان درآمدهای مالیاتی در ایران". سیاست‌گذاری اقتصاد ۸(۱۵): ۱۱۶-۷۶.

۱۲. فلاحتی، علی. و مرادپور اولادی، مهدی (۱۳۹۲). "بررسی اثر شوک‌های مالیاتی در اقتصاد ایران". پژوهشنامه مالیات **۱۲**(۶۰): ۲۱۰-۱۸۳.

۱۳. کوپ، گری (۱۳۹۶). *اقتصادسنجی بیزی*. محمدنبی شهیکی‌تاش؛ انتشارات مرندیز، دانشگاه سیستان بلوچستان.

۱۴. مالیان، مهسا. صامتی، مجید. و رنجبر، همایون (۱۳۹۳). "امکان جایگزینی درآمد مالیاتی با درآمد نفت: مطالعه موردی ایران". اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران، تهران: ۱۹-۱.

۱۵. مداح، مجید. شفیعی نیک‌آبادی، محسن. و سمیعی، ندا (۱۳۹۵). "بررسی و تعیین نرخ‌های بهینه مالیاتی متناسب با سطح بهینه تقاضای کالای عمومی". پژوهشنامه مالیات **۳۰**(۷۸): ۱۰۹-۶۵.

۱۶. مکیان، سید نظام الدین. و رستمی، مجتبی (۱۳۹۷). *اقتصادسنجی پیشرفته*، چاپ اول، تهران، نشر نور علم.

17. Amin, A. Chen, Y. & Huang, S. (2018). "Personal Income Tax and Economic Growth a Comparative Study Betwen China and Pakistan". Asian Journal of Economic Modelling **6**(8): 65-73.
18. Angelopoulos, K. Malley, J. & Philippopoulos, A. (2014). "Tax Structure, Growth and Welfare in the UK". Oxford Economic Papers **64** (2): 237-258.
19. Arnold, J. M. Brys, B. Heady, C. Johansson, A. Schwellnus, C. & Vartia, L. (2011). "Tax Policy for Economic Recovery and Growth". The Economic Journal **121**(550): 59-80.
20. De Castro, F. (2005). "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Spain". Applied Economics **38**(8): 913-924.
21. Gale, W.G. & Samwick, A.A. (2014). *Effects of Income Tax Changes on Economic Growth*, Brookings Institution and Tax Policy Center, Dartmouth College and NBER.
22. George, E.P. Box, G. & Tiao, C. (1973). *Bayesian Inference in Statistical Analysis*, John Wiley & Sons Pub.
23. Greenberg, E. (2008). *Introduction to Bayesian Econometrics*, Cambridge University Press.
24. Heady, C. Johansson, A. Arnold, J. Brys, B. & Vartia, L. (2011). "Tax Policy for Economic Recovery and Growth". University of Kent, School of Economics Discussion Papers No. 09, 25. http://hdl.handle.net/10419/50575.
25. Johansson, A. Heady, C. Arnold, J. Brys, B. & Vartia, L. (2008). "Tax and Economic Growth". OECD Economics Department Working Papers No. 620. www.oecd.org/eco/working_papers.
26. Kaya, A. & Sen, H. (2016). "Taxes and Private Consumption Expenditure: A Component Based Analysis for Turkey". MPRA Paper **17**(3): 20-42.
27. Klein, L. & Goldberger, A. (1955). *An Econometric Model of the United States 1929–1952*, North Holland, Amsterdam.

28. Peren Arin, K. Braunfels, E. & Dopelhofer, G. (2019). "Revisiting the Growth Effects of Fiscal Policy: A Bayesian Model Averaging Approach". Australian National University.CAMA Working Paper 68/2017.
29. Raftery, A.E. (1995). "Bayesian Model Selection in Social Research". Sociological Methodology **25**: 111-163.
30. Saeedikia, A. & Mousavi, Z. (2015). "The Evaluation of the Impact of Income Tax on Economic Growth and Development in the Islamic Republic of Iran During 1971-2006". WALIA Journal **31**(4): 40-43.
31. Stoilova, D. (2017). "Tax Stracture and Economic Growth: Evidence from the European Union Sistem Fiscal y el Crecimiento Economico Evidencia de la Union Europea". Contaduria y Administracion **62**(3): 1041-1057.
32. Tanchew, S. (2016). "The Role of the Proportional Income Tax on Economic Growth of Balagria". Ikonomicheski Izsledvania **25**(4): 66-77.
33. Tierney, L. (1994). "Markov Chains for Exploring Posterior Distributions". Annals of Statistics **22**(4): 1701-1728.

Original Research Article

The Impact of taxation on the structural equations of the macroeconomic demand sector in Iran: The Bayesian approach

Hamid Sepehrdoust[1]

Sara Mohtashami[2]

Mohsen Tartar[3]

Received: 21-10-2019 Accepted: 26-02-2020

Introduction: Taxes and tax revenues are one of the most important tools for stabilizing governments. In macroeconomics, the impact of taxes is examined in terms of their impact on total consumption and aggregate demand. The role of the tax system in an economy is based on economic, political, and social objectives, while the political and social objectives are more influenced by the economic objectives of taxation, considering the monetization aspects of the government and its impact on the other sectors of the economy. Since the tax size plays a key role in providing the revenue requirements of the governments, implementing any tax policy requires good insight into how the economy must perform to achieve the optimum size of tax revenue with minimum inefficiency. Implementing any tax policy to provide the revenue sources needed for government spending can have different effects on economic growth and income distribution. In this regard, many studies have shown that, among the tools of government fiscal policy, construction expenditures and taxes can have significant direct and inverse effects on economic growth respectively, while consumption expenditures do not have a significant effect on economic growth.

Methodology: In general, because of their effect on the return on physical and human investment, taxes can affect economic decisions and ultimately the growth rate of the economy as a whole. Given the current state of the Iranian economy, which is accompanied by low economic growth, dependence on oil, the existence of inequality in income distribution and change of the population ratio in favor of the retired and the disabled, reducing the economy's dependence on oil revenues and increasing the government reliance on tax revenues seem more than necessary. For this

[1]- Associate Professor, Bu Ali Sina University, Hamedan, Iran
Email: hamidbasu1340@gmail.com
[2]- Ph.D Student in Economics, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran
[3]- Ph.D Student in Economics, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran

purpose, in this study, the Bayesian approach and Klein's basic model were used to study the demand structure of Iran during the years1989-2016, which provides the possibility to appraise the impact of policy variables on aggregate demands. The advantages of this method are due to the use of non-data to obtain a clear picture of the state of the economy as a result of economic change.

Results and Discussion: According to the results, the effect of taxes on reducing consumption and aggregate demand is relatively small. Therefore, as it seems, raising taxes will not reduce production. This is only a short-term consequence of tax increases. On the other hand, raising taxes by stimulating people's tendency to save can improve the country's long-term growth conditions. Also, the use of appropriate increases in tax rates means that the methods of financing the inflation deficit are not used and, thus, the value of the national currency is not weakened. In addition, financing through taxes reduces the country's dependence on foreign countries in order to cover the capital deficit in the balance of payments. The results of this study indicate that, in order to cut the government's dependence on oil revenues, the government could rely on tax revenues given that the total effect of taxes on income and consumption is not high; it is better and quicker to reach the desired income (an increase of one trillion Rials in taxes will lead to a reduction in consumption of just about 200 billion Rials). Moreover, the results indicate an increase in the total expenditures by the government to 1,000 billion Rials will increase the consumption to about 290 billion Rials. According to the results, the effect of taxes on reducing consumption and aggregate demand is relatively small; therefore, as it seems, raising taxes will not reduce production. This is only a short-term consequence of tax increases. On the other hand, raising taxes stimulates people's tendency to save, which can improve the country's long-term growth conditions. The use of appropriate increases in tax rates means that the methods of financing the inflation deficit are not used and, thus, the national currency is not devalued. Financing through taxes also reduces the country's dependence on foreign countries in order to cover the capital deficit of the balance of payments. According to the results, the ratio of taxes to GDP is always lower than the ratio of current government expenditures to GDP. This indicates that, as governments have grown, the share of government revenues from taxes has been very low. Therefore, to maintain this ratio, it is necessary to either increase government revenues or reduce government expenditures. Of course, regarding the government expenditures, the difference between the current and development expenditures must be taken into account. This is because the reduction of construction costs and insufficient growth in infrastructure can reduce economic growth in the future.

Conclusion: Due to the difference in the final tendency for consumption among different segments of the society, the adoption of any tax policy or the imposition of any tax revenue does target the income of a segment of the society. Therefore, different types of taxes can have different effects on the private consumption of the society, and recognizing it will help the country's tax policymakers to increase the efficiency of different types of taxes. Given the recession-inflationary conditions of the Iranian economy, which is accompanied by low oil-dependent economic growth, rising prices and inequality in income distribution, reducing the economy's dependence on oil revenues and increasing government dependence on tax revenues seem more than necessary. Utilizing the maximum tax power of the country and increasing the tax base to improve the performance of the country's tax system will make it possible to provide goods and public services desired by citizens by relying less on oil revenues. Since the effect of the total taxes on income and consumption is not significant, in order to break the government's dependence on oil revenues, it is possible to act better and faster to achieve the desired revenue. However, the effect of the exogenous increase of taxes by the government on the total expenditures should not be overestimated. Given the low impact of consumption taxes, it is highly recommended to determine the optimal rate of consumption tax from the revenues of this type of tax to build the corresponding infrastructures. Moreover, appropriate resources and increased government spending on development should serve to reduce the role of oil revenues from the budget to create the conditions for better economic growth in the future.

Keywords: Bayesian approach, Tax, Spending, Structural equations, Klein model**.**

JEl Classification: C11, E02, H24.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

مقایسه سیاست افزایش کارایی با سیاست افزایش قیمت برق در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر

حمیدرضا ارباب[۱]
منوچهر عسگری[۲]
حمید آماده[۳]
فاطمه رفیعی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۱/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۱۷

چکیده

یکی از هدف‌های سیاست‌گذاری در ایران، مصرف بهینه انرژی از جمله انرژی الکتریکی است که برای نیل به این هدف دو دسته سیاست افزایش کارایی و افزایش قیمت برق مطرح می‌شود. در این مقاله تلاش شده است دو سیاست فوق در غالب یک مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر با یکدیگر مقایسه شده و اثر هر سیاست بر متغیرهای کلیدی نظیر مصرف برق و انرژی، سطح فعالیت‌های تولیدی، نرخ ارز، صادرات و واردات بررسی شود. اگرچه انتظار می‌رود سیاست افزایش کارایی همانند سیاست افزایش قیمت برق سبب کاهش مصرف شود اما سیاست افزایش ده درصدی کارایی به دلیل وجود اثرات بازگشتی نه تنها سبب کاهش مصرف نشده بلکه باعث افزایش ۴/۷ درصدی مصرف برق شده این در حالی است که سیاست افزایش ده درصدی قیمت برق سبب کاهش ۰/۰۲ درصدی مصرف برق می‌شود. افزایش مصرف برق پس از افزایش کارایی این حامل به دلیل افزایش سطح فعالیت تولیدی بخش‌های اقتصاد و افزایش صادرات است. همچنین اثر این دو سیاست بر مصرف بخش‌های مختلف اقتصادی متفاوت است اما مصرف بخش‌های تولید برق، تولید فلزات اساسی و کشاورزی با اعمال هر دو سیاست، کاهش می‌یابد.

واژگان کلیدی: مصرف برق، افزایش کارایی، اثرات بازگشتی، قیمت برق، تعادل عمومی محاسبه‌پذیر.

Keywords: Electricity Consumption, Improving Efficiency, Rebound Effect, Electricity Price, Computable General Equilibrium.
JEL Classification: Q43, Q41, D58, D21, C68.

[۱]. دانشیار گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی hamidrezaarbab@gmail.com
[۲]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی asgari99@hotmail.com
[۳]. دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی amadeh@gmail.com
[۴]. دانشجوی دکتری اقتصاد نفت و گاز، دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول) Fatemehrafiei170@gmail.com

۱- مقدمه

در میان حامل‌های انرژی، برق یکی از انواع انرژی است که با توجه به سهولت تبدیل، سهولت استفاده، کم خطر بودن همچنین ملاحظات زیست‌محیطی در مقایسه با سایر حامل‌های انرژی مورد توجه بوده است. در سال ۱۳۹۶، ۱۱ درصد از مصرف نهایی کل انرژی به برق اختصاص داشته است. برق که تامین کننده انرژی مورد نیاز بخش‌های مختلف اقتصادی است شاخصی برای رفاه اجتماعی نیز محسوب می‌شود؛ اما مصرف برق در سالیان اخیر به دلایلی نظیر رشد جمعیت، توسعه شهرنشینی، افزایش سطح زندگی و رفاه، واقعی نمودن تعرفه‌ها، تغییرات آب و هوایی و توسعه صنعتی و تجاری رشد کرده است (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۰). حتی در برخی از سال‌ها که ایران رشد اقتصادی اندک و حتی منفی داشته است، روند صعودی مصرف برق متوقف نشده و اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها که هدف اصلی آن اصلاح ساختار مصرف بوده نیز نتوانسته روند مذکور را متوقف سازد. بنابراین در صورت عدم انجام اصلاحات ساختاری در زمینه مصرف بهینه انرژی الکتریکی، هزینه‌های اقتصادی اجتماعی گسترده‌ای بر اقتصاد ایران تحمیل خواهد شد چرا که سرعت بالای مصرف انرژی در ایران نگرانی‌های جدی در مورد توانایی کشورمان به صادرات انرژی طی دهه‌های آینده را افزایش می‌دهد (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۹۵). برای مثال، در سال‌های اخیر برای تامین برق مورد نیاز کشور از سیاست جایگزینی گاز طبیعی به جای سوخت مایع استفاده می‌شود و با افزایش مصرف برق، مصرف گاز نیز به عنوان خوراک تولید برق افزایش می‌یابد اما در صورت کاهش مصرف برق می‌توان گاز خوراک نیروگاه‌ها را برای صادرات استفاده کرد.

سیاست‌های کاهش مصرف برق را می‌توان به دو دسته سیاست‌های قیمتی و غیر قیمتی تقسیم کرد. سیاست‌های قیمتی در ایران نزدیک کردن قیمت برق به هزینه تمام شده و کاهش یارانه‌های آن است. یارانه‌های انرژی سبب انحراف قیمت‌های نسبی از مقادیر تعادلی می‌شود که این انحراف، تخصیص ناکارای منابع را به دنبال دارد. اختلال در قیمت‌ها توسعه در بخش انرژی یک کشور را کاهش می‌دهد زیرا انگیزه‌های کافی برای سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی را برای سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های به روز و افزایش کارایی انرژی کاهش می‌دهد. مصرف بیشتر از حد مطلوب ناشی از پایین بودن قیمت انرژی، سبب افزایش واردات یا کاهش صادرات انرژی یک کشور خواهد شد، در نتیجه ارزآوری یک کشور را کاهش می‌دهد. یارانه‌های انرژی موجب خواهد شد که هزینه‌های انرژی در قیمت کالاها لحاظ نشود، در نتیجه استفاده از انرژی و انتشار آلاینده‌های

ناشی از آن افزایش می‌یابد. در یک چشم‌انداز پویا، قیمت‌های کالا که در آن هزینه انرژی به درستی وجود دارد شفافیت و اطمینان لازم را در بازار ایجاد می‌کند و سرمایه‌گذار را به این بازار جذب می‌کند و به صورت ضمنی این اثرات پویا در میان‌مدت بسیار مهم‌تر خواهد بود. بنابراین یکی از مهم‌ترین سیاست‌های کاهش مصرف برق، کاهش یارانه و به عبارتی افزایش قیمت است (IEA, 1999).

از سیاست‌های غیر قیمتی کاهش مصرف برق نیز می‌توان به سیاست‌های بهبود کارایی اشاره کرد. افزایش کارایی عبارت است از افزایش خروجی مفید هر فرآیند به ازای یک واحد انرژی دریافت شده. تفکر رایج بر اقتصاد این است که بهبود کارایی انرژی باعث کاهش مصرف انرژی می‌شود، اما هم در اقتصاد و هم در زمینه سیاست‌های انرژی بحث گسترده‌ای در مورد تاثیر واقعی چنین بهبودهایی در کارایی انرژی وجود دارد که متمرکز بر مفهوم اثر بازگشتی است که در آن، اثرات بازده انتظاری ناشی از بهبود کارایی انرژی روی شدت انرژی، در نتیجه عکس‌العمل سیستم‌های اقتصادی به کاهش در قیمت موثر (قیمت ضمنی) خدمات انرژی همزمان با بهبود کارایی انرژی کاهش می‌یابد. اثرات بازگشتی زمانی رخ می‌دهد که بهبود کارایی برق، تقاضا را برای انرژی الکتریکی بطور مستقیم یا غیر مستقیم در بخش‌های مختلف تولیدی و مصرفی افزایش دهد. اهمیت بررسی اثرات بازگشتی از آنجا ناشی می‌شود که تا حدودی منافع حاصل از بهبود کارایی مصرف انرژی کاسته شده و چه بسا اثربخشی چنین سیاست‌هایی را تحت تاثیر قرار می‌دهد (سورل، ۲۰۰۷)[1]. بنابراین اثر بازگشتی کاهش در مصرف برق را خنثی می‌کند و سبب می‌شود که افزایش کارایی برق نتواند به هدف غایی خود که حفاظت از محیط زیست همگام با افزایش رشد اقتصادی است برسد. از جمله اقدامات انجام شده برای افزایش کارایی به ویژه برای برق، می‌توان به پروژه‌های به بهره‌برداری رسیده سازمان انرژی‌های تجدیدپذیر و بهره‌وری انرژی برق (ساتبا) در سال ۱۳۹۶ با عنوان طرح پایلوت جایگزینی یخچال فرسوده با محصولات با رتبه انرژی A و بالاتر و طرح افزایش کارایی و بهینه‌سازی واحدهای نیروگاهی و بهینه‌سازی شبکه توزیع برق اشاره کرد (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۶). در این مقاله تلاش شده است اثرات سیاست افزایش کارایی بر مصرف انرژی محاسبه شود.

این مطالعه در نه بخش ارائه می‌گردد. در ادامه و در بخش دوم به ادبیات موضوع و کارهای تجربی انجام شده اشاره خواهد شد. بخش سوم به مبانی نظری می‌پردازد. در بخش چهارم روند

[1]. Sorell (2007)

مصرف برق در ایران بررسی شده، بخش پنجم ساختار مدل تعادل عمومی و بخش ششم داده‌ها و کالیبراسیون مدل است. در بخش هفتم، نتایج مدل و در بخش هشتم تحلیل حساسیت نتایج آورده شده است و بالاخره در بخش پایانی به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی بر اساس نتایج مدل پرداخته می‌شود.

۲- مطالعات پیشین

۲-۱- مطالعات خارجی

مقاله آلن و همکاران (۲۰۰۷)[1] نشان داد بهبود پنج درصدی کارایی انرژی در بخش‌های تولیدی در انگلستان اثرات بازگشتی ۳۰ تا ۵۰ درصدی را به دنبال دارد و لذا اثر افزایش کارایی بر مصرف انرژی محدود خواهد شد. در مطالعه گریپرد و راسموسن (۲۰۰۴)[2] افزایش دو برابری نرخ رشد بهره‌وری انرژی در نروژ سبب اثرات بازگشتی کم برای نفت و بالای ۱۰۰ درصد برای برق شد و لذا سیاست افزایش کارایی نتوانست سبب کاهش مصرف برق شود.

لوینسن (۲۰۱۹)[3] در مقاله خود با استفاده از یک مدل ساده ایستا با دو کالا و یک خانوار نوعی نشان داد که سیاست افزایش کارایی در مقایسه با سیاست اعمال مالیات هم هزینه کمتری برای اقتصاد دارد و هم در کاهش انرژی اثربخش‌تر است.

لین و ژیا (۲۰۱۹)[4] با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی برای اقتصاد چین اثرات سیاست مالیات بر صنایع انرژی را بر تقاضای این صنایع و انتشار کربن دی اکسید نشان دادند. آن‌ها بر افزایش نرخ مالیات طی زمان معتقدند و دریافته‌اند که در صورت عدم کنترل قیمت‌ها، کارایی انرژی افزایش خواهد یافت که سبب کاهش مصرف انرژی می‌شود.

گونزالس (۲۰۱۹)[5] با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویا اثر مالیات بر انرژی را بر اثرات بازگشتی در اسپانیا بررسی کرده و دریافته است در صورت افزایش ۵ درصد کارایی انرژی به دلیل وجود اثرات بازگشتی کاهش مصرف انرژی به میزان ۵ درصد محقق نخواهد شد و لذا

1. Allan et al (2007)
2. Grepperud & Rasmussen (2004)
3. Levinson (2019)
4. Lin & Jia (2019)
5. González (2019)

نرخ مالیات ۳/۷۶ درصدی سبب مقابله با اثرات بازگشتی ۸۲/۸۲ درصدی اقتصاد اسپانیا می‌شود. همچنین سیاست اعمال مالیات سبب خواهد شد منافع اقتصادی افزایش کارایی باقی بماند.

۲-۲- مطالعات داخلی

منظور و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر مبتنی بر ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۰ اثرات بازگشتی افزایش کارایی در برق را ۱۴/۲ درصد برآورد کرده‌اند. این مقاله به سیاست‌گذاران توصیه می‌کند در تدوین راهبردهای بهینه‌سازی تولید و مصرف انرژی، اثرات بازگشتی و رفاهی مترتب بر آن را مد نظر قرار دهند.

خیابانی (۱۳۹۵) بر اساس یک الگوی تعادل عمومی پویا سیاست حذف یارانه‌های انرژی و بهبود تکنولوژی در ایران را با استفاده از الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۰ مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه چهار سناریو در قالب سناریو پایه، حذف یک باره یارانه‌ها، حذف تدریجی یارانه‌ها، حذف تدریجی یارانه‌ها به همراه تکانه مثبت تکنولوژی مقایسه شده است. نتایج بررسی نشان می‌دهد که سیاست حذف یارانه‌های انرژی بدون فراهم آوردن بستر مناسب برای ورود تکنولوژی نوین غربی و بدون توجه به توانایی بنگاه‌های تولیدی در جایگزینی عوامل تولید و خارج کردن تکنولوژی فرسوده اقتصاد را وارد رکود تورمی می‌کند اما اگر حامل‌های انرژی به تدریج حذف شود، مکملی برای تکانه فوق محسوب شده و شدت انرژی در طول زمان کاهش خواهد یافت.

خوش‌کلام (۱۳۹۷) با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر سیاست افزایش کارایی بنزین را بررسی کرده است و اثر بازگشتی بنزین را به اثرات جانشینی و تولیدی تجزیه کرده است. وی دریافته است که اثر بازگشتی در همه زیر بخش‌های اقتصادی مثبت است و بخش‌های تولید عوامل اصلی در شکل‌گیری اثرات بازگشتی دارند و سهم اصلی از اثر بازگشتی گستره اقتصاد را به خود اختصاص داده‌اند. با توجه به مثبت بودن اثرات بازگشتی بخشی از اثرات مطلوب سیاست افزایش کارایی خنثی شده است.

هادیان و بهزادی (۲۰۱۹) به منظور محاسبه اثرات بازگشتی با استفاده از مدل CGE دریافته‌اند که به جز الکتریسیته در مورد حامل‌های انرژی دیگر اثرات معکوس مشاهده شده است و بنابراین سیاست افزایش کارایی به هدف مطلوب خود که کاهش مصرف انرژی است نخواهد رسید.

مطالعات انجام شده در داخل به مقایسه دو راهبرد اصلی کاهش مصرف برق که شامل سیاست افزایش کارایی با لحاظ نمودن اثرات بازگشتی و سیاست افزایش قیمت برق در قالب الگوی تعادل عمومی است، نپرداخته‌اند. مقاله حاضر برای اولین بار سعی خواهد کرد با استفاده از یک الگوی تعادلی این دوسیاست مهم را با هم مقایسه کند.

جدول ۱ دو دسته از مطالعات انجام شده در ایران برای به دست آوردن اثر تغییر قیمت برق بر مصرف و همچنین محاسبه اثر بازگشتی ناشی از افزایش کارایی در برق را نشان می‌دهد.

جدول ۱: خلاصه‌ای از نتایج مطالعات مشابه در ایران

محقق	روش برآورد	داده	نتیجه
خلاصه‌ای از نتایج مطالعات محاسبه اثرات بازگشتی ناشی از افزایش کارایی برق			
سلیمیان و همکاران (۱۳۹۵)	CGE پویای بین زمانی	۱۳۹۰	اثر بازگشتی میان صنایع مختلف بین ۵۸ تا ۷۱ درصد
سالم و تفتی (۱۳۹۶)	معادلات تقاضای تقریبا ایده‌آل	۹۴-۱۳۸۵	اثر بازگشتی مستقیم خانوار شهری ۸۱ درصد
خوشکلام و مهدوی (۱۳۹۷)	سری زمانی آستانه‌ای	۹۵-۱۳۵۷	اثر بازگشتی مستقیم برق برای تولید ناخالص داخلی ۱۸۲۹۰ میلیارد ریال ۶۸ درصد و برای بیشتر ۷۶ درصد
خلاصه‌ای از نتایج مطالعات محاسبه کشش قیمتی تقاضای برق			
طاهری فرد (۱۳۹۱)	CGE	۱۳۸۰	کشش قیمتی صنایع مختلف از ۰/۶- درصد تا ۱/۲- درصد
جلایی و همکاران (۱۳۹۲)	داده‌های تابلویی استانی	۸۸-۱۳۸۱	کشش کوتاه‌مدت تقاضای خانگی، ۰/۱۶- و کشش بلندمدت ۰/۹۴-
محمدی و همکاران (۱۳۹۳)	سری زمانی ساختاری	۹۱-۱۳۵۳	کشش کوتاه‌مدت تقاضای صنعت ۰/۱- و در بلندمدت ۰/۳۱۸-
قره‌باغی و امامی (۱۳۹۶)	OLS	۹۲-۱۳۵۵	کشش صنعت ۰/۳-، کشش خانگی ۰/۱۴- و کشش کشاورزی ۰/۱۸-

منبع: یافته‌های پژوهش

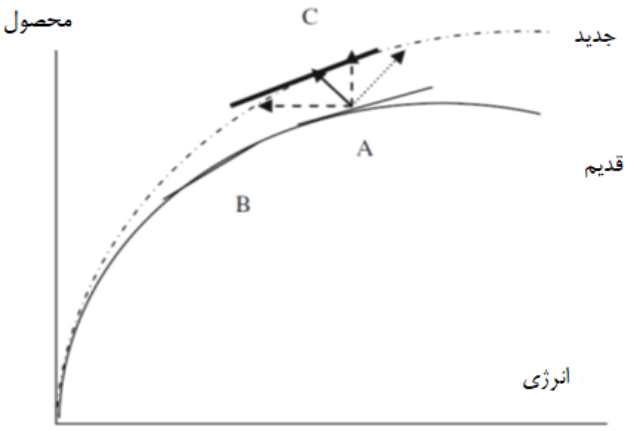
۳- مبانی نظری

ساندرز[1] بر اساس مطالعه هوگان و مانه[2] یک چهارچوب ساده برای بررسی اثرات سیاست افزایش کارایی دارد. فرض کنید یک اقتصاد محصول Y را با استفاده از انرژی E و دیگر نهاده‌های R بر اساس تابع (۱) تولید می‌کند:

$$Y=f(E,R) \qquad (۱)$$

[1]. Saunders (2009)
[2]. Hogan and Manne (1977)

که این تابع تولید همان ویژگی‌های معمول توابع تولید را دارد. فرض کنید R ثابت است و اثر تغییر در نهاده انرژی بر تابع تولید را می‌توان بر اساس نمودار ۱ نشان داد که در آن هر نقطه از تولید اقتصاد متناظر با یک سطح از مصرف انرژی است. شیب منحنی در هر نقطه نیز بهره‌وری نهایی انرژی به ازای هر واحد از تولید را در بازار رقابت کامل نشان می‌دهد که باید با قیمت انرژی برابر باشد. هر حرکت به سمت چپ در این منحنی نظیر حرکت از B به A نشان دهنده افزایش قیمت انرژی و بنابراین کاهش مصرف انرژی و کاهش تولید است. اما کاهش در تولید به صورت یک به یک یا متناسب با نهاده انرژی نخواهد بود.



منبع: ساندرز (۲۰۰۹)

نمودار ۱: سیاست افزایش قیمت در مقایسه با سیاست افزایش کارایی

مرز امکانات تولید با تغییر در کارایی انرژی تغییر خواهد کرد. بنابراین تولید بیشتر می‌تواند با همان سطح از انرژی محقق شود که به وسیله نمودار خط چین نمایش داده شده است. در نقطه C شیب منحنی جدید برابر با شیب منحنی پایین در نقطه A است بنابراین قیمت انرژی در هر دو حالت برابر است و می‌توان نتیجه گرفت با سیاست افزایش کارایی می‌توان به تولید بالاتر دست یافت و مصرف انرژی کاهش، افزایش یا ثابت بماند که تغییرات مصرف انرژی در سیاست افزایش کارایی انرژی و یا سیاست افزایش قیمت انرژی به شرایط خاص هر اقتصادی وابسته است.

بهبود کارایی انرژی معمولا به همان نسبتی که روابط فنی نشان می‌دهد موجب کاهش مصرف انرژی نمی‌شود زیرا ارتقاء کارایی، استفاده از خدمات انرژی را ارزان‌تر کرده و لذا مصرف این

خدمات افزایش خواهد یافت. برای مثال زمانی که کارخانه از انرژی به صورت کاراتری استفاده می‌کند برای کارخانه سودآور خواهد بود تا سرمایه‌گذاری خود را افزایش داده و سطح بیشتری از محصول را تولید کند، افزایش تولید سطح محصول باعث افزایش مصرف انرژی خواهد شد. بنابراین بخشی از کاهش مصرف انرژی به دلیل بهبود کارایی خنثی خواهد شد. به این میزان افزایش مصرف انرژی در نتیجه بهبود کارایی اثرات بازگشتی می‌گویند (سورل و دیمتروپولوس، ۲۰۰۵)[1]. به عبارت دیگر اثرات بازگشتی بیان‌گر حالتی است که در آن بهبود کارایی انرژی، مصرف بیشتر آن انرژی را موجب شده و بخشی از کاهش مورد انتظار اولیه در مصرف را خنثی می‌کند (منظور و همکاران، ۱۳۸۹).

در ادامه اثرات گسترده اقتصاد ناشی از بهبود کارایی انرژی در چهارچوب تعادل عمومی به لحاظ نظری مورد بحث قرار می‌گیرد. برای بیان چگونگی انتقال شوک ناشی از بهبود کارایی مصرف انرژی بر ساختار اقتصاد، در ابتدا بایستی بین انرژی اندازه‌گیری شده با واحدهای عادی (E)[2] و انرژی اندازه‌گیری شده با واحدهای کارائی[3] تفاوت قائل شد. اندازه‌گیری با واحدهای عادی می‌تواند شامل کیلووات بر ساعت، BTU و غیره باشد در حالی که انرژی در واحد کارایی[4] عبارت است از مقدار خدمت موثر ارائه شده توسط انرژی[5]. اگر پیشرفت فنی انرژی‌افزا[6] با نرخ ρ صورت گیرد، آن‌گاه رابطه بین درصد تغییر در مصرف فیزیکی انرژی $\dot{E}$ و درصد تغییر در مصرف انرژی در واحدهای کارایی $\dot{\varepsilon}$ برابر خواهد بود با:

$$\dot{\varepsilon} = \dot{E} + \rho \qquad (۲)$$

معادله (۲) نشان‌دهنده این است که درصد مشخصی افزایش کارایی انرژی همراه با $\dot{E} = 0$ باعث افزایش با همان درصد مشخص در مصرف انرژی با واحدهای کارائی خواهد شد. یا به عبارت دیگر درصد مشخصی افزایش در کارائی انرژی معادل افزایش با همان درصد مشخص در نهاده

---

1. Sorrell & Dimitropolos (2005)
2. Energy Measured in Natural Units
3. Energy Measured in Efficiency Units
4. انرژی در واحد کارایی بسیار شبیه به مفهوم کار موثری است که انرژی می‌تواند تحویل دهد (این مفهوم در ادبیات انرژی بسیار مورد استفاده قرار می‌گیرد).
5. Measured of the Effective Energy Service Delivered
6. Energy-augmenting Technical Progress

فیزیکی انرژی بدون بهبود کارائی است. بحث اصلی در تحلیل اثرات بازگشتی عبارت از این واقعیت است که هر تغییری در کارائی انرژی دارای اثر متناظری بر قیمت انرژی (هنگامی که انرژی با واحدهای کارایی اندازه‌گیری می‌شود) است. لذا به طور صریح داریم:

$$\dot{P}_{\varepsilon} = \dot{P}_E - \rho \qquad (۳)$$

که در آن P_{ε} قیمت انرژی در واحد کارایی و P_E قیمت انرژی در واحد عادی است. بدیهی است که طبق رابطه (۳) هر افزایش مشخصی در کارائی انرژی با فرض ثابت بودن قیمت انرژی در واحدهای عادی باعث کاهش قیمت انرژی در واحدهای کارایی با همان درصد مشخص می‌شود. و این کاهش قیمت باعث افزایش تقاضا در واحدهای کارایی انرژی می‌شود. در یک بافت تعادل عمومی داریم:

$$\varepsilon = \dot{-}\eta \dot{P}_E \qquad (۴)$$

که در آن η کشش قیمتی تعادل عمومی تقاضای انرژی بوده و عددی مثبت است. با در نظر گرفتن عایدی ناشی از بهبود کارایی انرژی که شامل همه مصارف انرژی در کل اقتصاد می‌شود، تغییرات در تقاضای انرژی با واحدهای عادی را می‌توان با جای‌گذاری (۳) و (۴) در رابطه (۲) و با فرض $\dot{P}_E = 0$ به صورت رابطه ۵ به دست آورد:

$$\dot{E} = (\dot{\eta} - 1)\rho \qquad (۵)$$

برای هر افزایشی به مقدار ρ در کارایی انرژی که شامل همه مصارف انرژی می‌شود، مقدار درصدی اثرات بازگشتی به صورت رابطه ۶ تعریف می‌گردد:

$$R = \left[1 + \frac{\dot{E}}{\rho}\right] * 100 \qquad (۶)$$

چنان‌چه اثرات بازگشتی را، درصد شکست در کاهش دادن تقاضای انرژی در نتیجه بهبود کارائی بدانیم، می‌توان چهار تحلیل زیر را از مقادیر مختلف اثرات بازگشتی داشت:

الف) اگر R=0 باشد به این معنی است که بهبود کارایی انرژی، باعث کاهش کامل مصرف انرژی شده است.

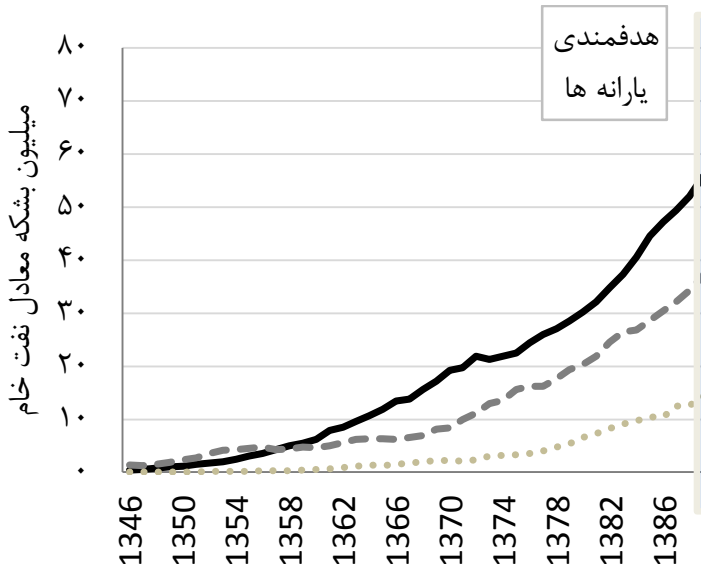
ب) اگر R>0 باشد به این معنی است که بهبود کارایی انرژی باعث کاهش ناقص مصرف انرژی شده است.

ج) اگر R=100 باشد به این معنی است که بهبود کارایی انرژی باعث عدم تغییر مصرف انرژی شده است.

د) اگر R>100 باشد به این معنی است که بهبود کارایی انرژی باعث افزایش مصرف انرژی شده است که اصطلاحا این حالت را اثر معکوس می‌نامند.

۴- بررسی روند مصرف برق در ایران

مصرف برق همیشه در ایران روند صعودی داشته است که با رشد جمعیت و رشد اقتصادی سال‌های گذشته قابل توجیه است. نمودار ۲ روند مصرف برق را برای بخش‌های مختلف اقتصادی از سال۱۳۴۷تا ۱۳۹۶ نشان می‌دهد. مصرف برق در بخش خانگی کاهش یافت و از رشد مصرف صنعتی کاسته شد اما بخش کشاورزی نه تنها کاهش رشد نداشت بلکه با سرعت بیش از گذشته رشد کرد. دلیل اصلی رشد مصرف برق کشاورزی جایگزینی برق به جای گازوئیل در چاه‌های کشاورزی بود. پس از هدفمندی یارانه‌ها بار دیگر مصرف برق در تمامی بخش‌ها افزایش یافت. لذا اتخاذ سیاست مناسب برای کاهش مصرف برق بار دیگر ضروری است.

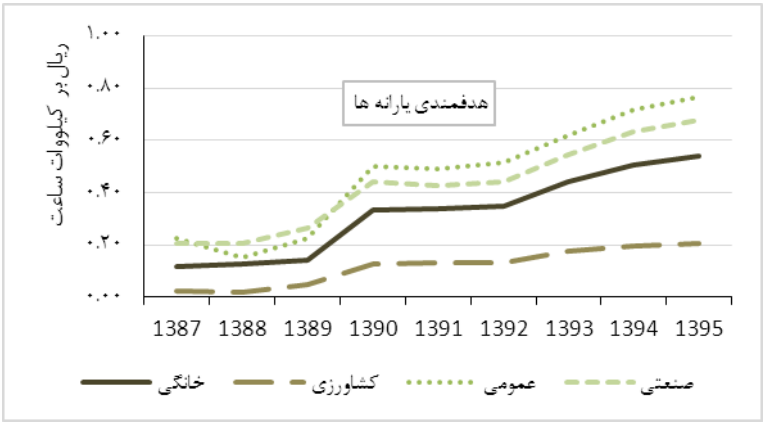


منبع: ترازنامه انرژی، ۱۳۹۶

نمودار ۲: روند مصرف برق به تفکیک بخش‌های اقتصادی

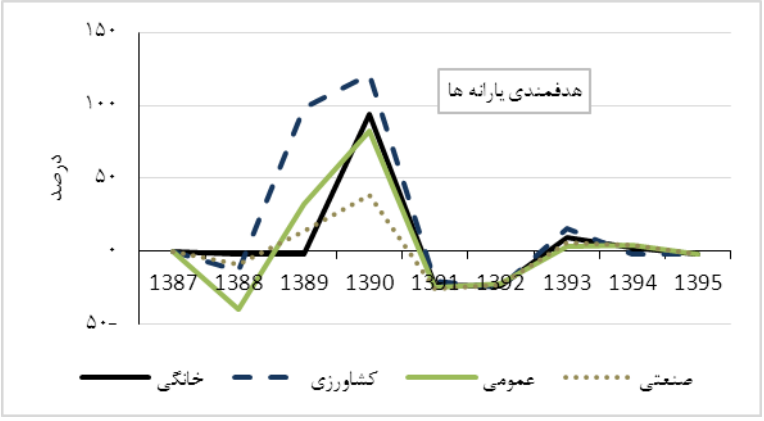
نمودار ۳ روند قیمت برق را از سال ۱۳۸۷ نشان می‌دهد. با در نظر گرفتن تورم، بهای واقعی برق در سال ۱۳۸۸ منفی شد که عامل اساسی در راستای مصرف بالای برق و عدم انگیزه برای کاهش مصرف برق توسط آحاد مختلف اقتصاد بود. از سال ۱۳۹۰ که هدفمندی یارانه‌ها اجرایی شد بهای واقعی برق به طور متوسط ۶۱ درصد افزایش یافت که سبب افت ۰,۱۵ درصدی مصرف برق متوسط شد. اما بهای برق به دلیل تورم در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ با رشد منفی مواجه شد و در سال ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵ بهای برق مصرفی تقریبا با ثبات بود که بسیار پایین‌تر از متوسط بهای جهانی برق است. تا جایی که در ماه ژوئن ۲۰۱۹ قیمت برق در ایران تنها ۰/۰۱ دلار به ازای هر کیلووات ساعت بوده این در حالی است که در افغانستان و ترکیه قیمت برق به ترتیب ۰/۰۵ و ۰/۰۹ دلار همچنین متوسط بهای جهانی برق ۰/۱۴ دلار به ازای هر کیلووات ساعت است (نمودار ۵) و بر اساس محاسبات موسسه گلوبال پترول پرایس[1] پایین‌ترین قیمت در میان بیش از ۱۲۰ کشور جهان است.

[1]. Global Petrol Price



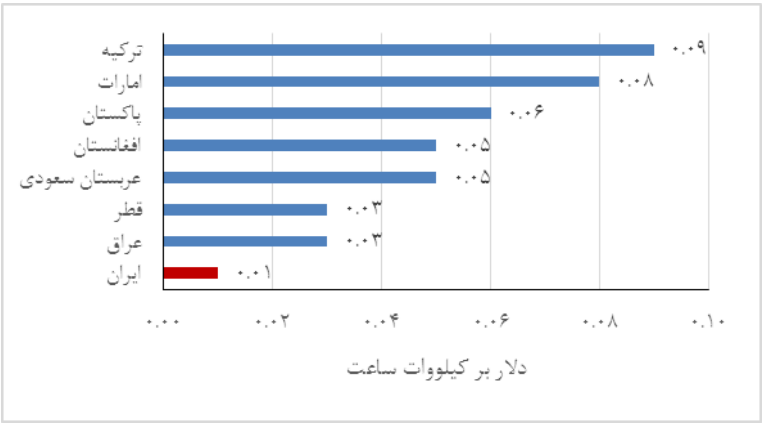
منبع: ترازنامه هیدروکربوری، ۱۳۹۵

نمودار ۳: روند بهای مصرفی برق به تفکیک بخش



منبع: ترازنامه هیدروکربوری، ۱۳۹۵

نمودار ۴: رشد واقعی قیمت برق به تفکیک بخش

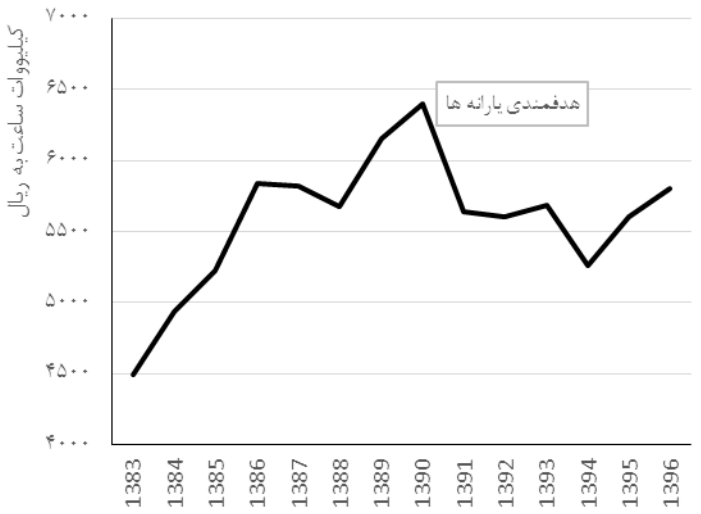


منبع: سایت گلوبال پترول پترایس، ۲۰۲۰

نمودار ۵: مقایسه قیمت برق ایران با کشورهای همسایه

بر اساس برآورد بانک جهانی، مصرف سرانه برق ایران در سال ۲۰۱۴، ۳۰۲۲ کیلووات ساعت بوده است، این در حالی است که برای کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (به جز کشورهای با درآمد بسیار بالا)، ۱۷۰۲ کیلووات ساعت و برای ترکیه ۲۸۴۷ کیلووات ساعت بوده است. البته متوسط مصرف برق سرانه جهان ۳۱۳۲ کیلووات ساعت است. اگرچه در نگاه اول به نظر می‌رسد که مصرف سرانه برق در ایران چندان هم بالا نیست و از متوسط جهانی نیز پایین تر است اما بخش خانگی برای تامین مصرف انرژی خود علاوه بر برق از گاز طبیعی نیز استفاده می‌کند بنابراین با در نظر گرفتن این ملاحظه مصرف برق سرانه در ایران به نسبت کشورهای دیگر مشابه بالا است.

شدت مصرف برق که بر اساس (میزان مصرف برق به ازای تولید ناخالص داخلی) به دست می‌آید، می‌تواند شاخصی برای نشان دادن پیشرفت کارایی باشد به طوری که با بهبود کارایی انرژی شاخص شدت انرژی کاسته خواهد شد یعنی برای تولید ناخالص داخلی به میزان کمتری مصرف برق نیاز است و بر عکس. نمودار ۶ شدت مصرف برق را نشان می‌دهد، شدت مصرف برق از تقسیم مصرف برق به ازای تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۹۰ به دست آمده است. بر اساس این نمودار شدت انرژی از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ روند فزاینده داشت اما با هدفمندی یارانه‌ها، شدت مصرف برق تا سال ۱۳۹۴ کاهش یافته و سپس با کاهش قیمت نسبی برق، بار دیگر شدت مصرف برق روند فزاینده به خود می‌گیرد.



منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی

نمودار ۶: شدت مصرف برق (نماینده‌ای از معکوس کارایی)

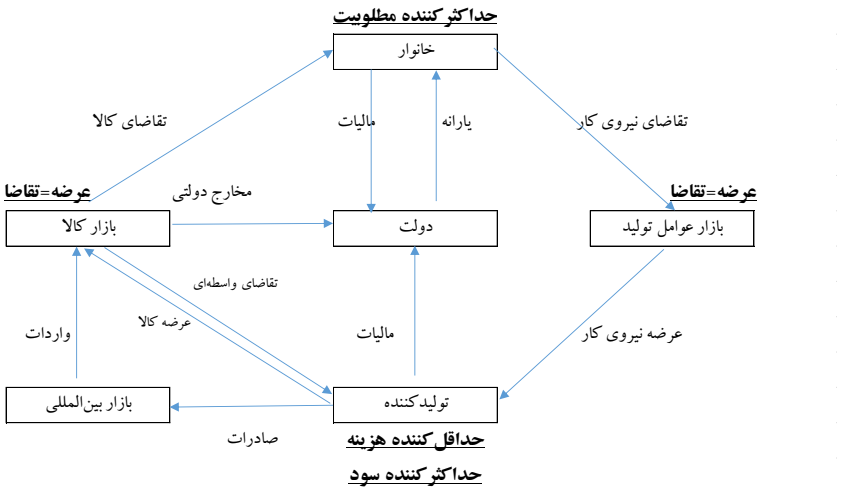
۵- ساختار مدل تعادل عمومی

مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر CGE به لحاظ ساختار تئوری و مدل‌سازی برای ارزیابی سیاست‌های اقتصادی و زیست‌محیطی مناسب است (بوهینگر و رادرفورد، ۱۹۹۶)[1]. از یک طرف مدل CGE رفتارهای مصرف‌کننده و تولیدکننده و تعادل بازار را در نظر می‌گیرد. از طرف دیگر، CGE با استفاده از شبیه‌سازی روشی مناسب برای حل تحلیلی بسیار پیچیده است. چون CGE می‌تواند یک اقتصاد را شبیه‌سازی کند برای تخمین اندازه اثرات یک شوک برون‌زا مناسب است و به همین دلیل است که برای بررسی سیاست کارایی و افزایش قیمت انرژی در سطح ملی استفاده گسترده دارد.

نمودار ۷ رابطه بین کارگزاران را در یک مدل CGE نشان می‌دهد. مدل شامل سه کارگزار اصلی دولت، خانوار و تولیدکننده و سه بازار اصلی بازار عوامل تولید، بازار کالاهای داخلی و بازار بین‌المللی است. تولیدکننده، نیروی کار را از بازار کار و نهاده‌های تولید را از بازار کالا می‌گیرد. کالا نیز در بازار داخلی و بین‌المللی معامله می‌شود. خانوار نیز نیروی کار را در بازار کار عرضه کرده و در عوض کالا را از بازار کالا تقاضا می‌کند. هم خانوار و هم تولیدکننده به دولت مالیات

[1]. Böhringer & Rutherford (1996)

می‌دهند. دولت خود تقاضاکننده کالا و توزیع‌کننده یارانه‌ها است. در بازار بین‌المللی نیز صادرات و واردات صورت می‌گیرد. وقتی همه بازارها در تعادل باشند گفته می‌شود مدل به تعادل عمومی رسیده است.



منبع: لافگرین و همکاران

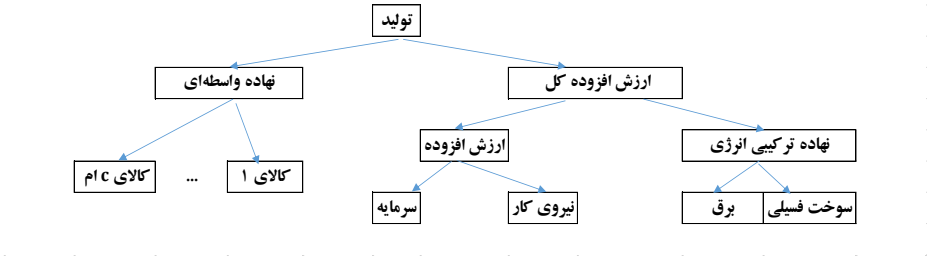
نمودار ۷: تعامل بین کارگزاران در مدل CGE

برای محاسبه اثر سیاست افزایش قیمت و افزایش کارایی، ساختار لایه‌ای تولید بر مبنای مطالعه خیابانی (۱۳۸۷) شکل داده شده است به طوری که بخش‌های تولیدکننده انرژی از سایر بخش‌های غیر انرژی تفکیک می‌گردد. هر بخش می‌تواند تولیدکننده چند محصول بوده و از سوی دیگر تولید هر کالا توسط یک بخش می‌تواند به عنوان عامل واسطه‌ای توسط بخش‌های دیگر و یا به عنوان مصرف نهایی توسط نهادهای خانوار، دولت و غیره استفاده گردد. نمودار ۸ ساختار الگوی تولیدی را به نمایش می‌گذارد. بر اساس نمودار ۸ تولید بر اساس ساختار سه مرحله‌ای مشخص می‌شود. به طوری که تولید بر اساس ترکیب نهاده‌های واسطه‌ای و نهاده‌های اولیه بدست می‌آید. نهاده‌های اولیه خود شامل دو زیر گروه می‌گردد. گروه اول شامل نهاده‌های نیروی کار و سرمایه و گروه دوم شامل نهاده انرژی است. طبق نظریات ساتو[1] (۱۹۶۷) عامل تولید جدا شده، بایستی دارای کشش جانشینی کمتری نسبت به دو عامل دیگر باشد (که فرض اساسی تابع تولید می‌باشد).

[1]. Sato, 1967

با این فرض ساتو نهاده‌های سرمایه و نیروی کار را با هم و مواد اولیه را به صورت جداگانه در تابع CES تعمیم یافته در نظر می‌گیرد. بر این اساس در این قسمت به منظور بیان ریاضی با توجه به مطالعات قبلی عوامل L (نهاده نیروی کار) و k (نهاده سرمایه) با هم و عامل E (نهاده انرژی) به صورت جداگانه مد نظر قرار می‌گیرد.

کل فعالیت‌های تولیدی برای اقتصاد n کالا تولید می‌نمایند و این n کالا صرف مصرف داخلی شده و یا صرف صادرات به خارج می‌گردد. از سوی دیگر از طرف عرضه میزان مصرف داخلی توسط تولید داخل و توسط واردات تأمین می‌گردد.



منبع: یافته‌های محقق

نمودار ۸: ساختار تولید الگو

بلوک تولیدی در نظر گرفته شده در الگو، معروف به تولید با ساختار سه مرحله‌ای است که در سطح اول، تولید کل QX_c برای هر بخش c است که به صورت تابعی لئونتیف از کل نهاده‌های واسطه‌ای $\mathrm{QINTA_i}$ و ترکیب ارزش افزوده کل (شامل انرژی) $\mathrm{QKLE_C}$ است و خواهیم داشت:

$$\mathbf{QINTA_C = inta_C \times QX_C} \qquad (۷)$$

که در آن $inta_c$ هزینه واسطه در ازای یک واحد از ستانده است. همچنین برای ترکیب کل ارزش افزوده و انرژی تابع تولید (۸) در نظر گرفته می‌شود:

$$QKLE_C = ikle_c \times QX_c \qquad (۸)$$

$ikle_c$ ترکیب تولید ارزش افزوده- انرژی در ازای یک واحد از ستانده کل است.

سطح دوم تولید الگو کردن رفتار کل نهاده‌های واسطه‌ای همچنین کل نهاده‌های ارزش افزوده می‌باشد. برای نهاده‌های واسطه‌ای $\mathrm{QINT_C}$ فرض می‌گردد که نهاده‌های واسطه‌ای از تابع لئونتیف

تبعیت می‌کند. ارزش افزوده کل - انرژی $\mathrm{QKLE_C}$ با فرض جایگزینی ناقص بین نهاده‌های اولیه (نیروی کار و سرمایه) و نهاده انرژی در فرم تبعی CES تابعی از کل ارزش افزوده نهاده‌های اولیه QVA_C و کل نهاده‌های انرژی QEN_C می‌گردد.

برای حداکثرسازی سود از نسبت ثابت نهاده‌ها استفاده می‌شود:

$$\frac{\partial \mathrm{QKLE_c}/\partial \mathrm{QEN_C}}{\partial \mathrm{QKLE_C}/\partial \mathrm{QVA_C}} = \frac{\mathrm{PEN_C}}{\mathrm{PVA_C}} \qquad (۹)$$

و یا

$$\frac{\mathrm{QEN_C}}{\mathrm{QVA_C}} = \left[\frac{\mathrm{deltaklE_C}}{1-\mathrm{deltaklE_C}} \times \frac{\mathrm{PVA_C}}{\mathrm{PEN_C}}\right]^{\frac{1}{1+\mathrm{rhokle_c}}} \qquad (۱۰)$$

که در آن PVA_C و PEN_C به ترتیب قیمت ارزش افزوده و قیمت نهاده‌های انرژی مربوط به بخش c ام می‌باشد. $rhokle$ و $deltaklE$ به ترتیب توان تابع CES و پارامتر سهم است.

شایان ذکر است که رابطه (۱۱) تحت عنوان شرط نسبت بهینه نهاده‌ها بر اساس تبعیت تابع CES از تئوری استفاده کامل از نهاده‌ها نشأت می‌گیرد و همچنین از آن‌جا که رفتار تابع CES از تئوری اولر پیروی می‌نماید، قیمت نهاده، شرط جمع‌پذیر بودن زیر را تأمین می‌نماید:

$$\boldsymbol{PKLE_C \times QKLE_c = PVA_C \times QVA_C + PEN_C \times QEN_C} \qquad (۱۱)$$

که در آن $\mathrm{PKLE_C}$ قیمت ارزش افزوده کل (شامل انرژی) می‌باشد.

ارزش افزوده به صورت تابعی از نوع CES از عوامل تولید نیروی کار و سرمایه در نظر گرفته شده است که در این صورت:

$$\mathrm{QVA_C} = \mathrm{alphaVA_C} \times \left(\sum_F deltaVA_C \times QF_{F.C}{}^{rhovaC}\right)^{-1/rhovaC} \qquad (۱۲)$$

که در آن $deltaVA_C$ سهم هر یک از عوامل تولید، $QF_{F.C}$ عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) به ازای هر فعالیت و $rhova_C$ توان تابع CES است. $\text{alpha}VA_C$ پارامتر تکنولوژی تابع ارزش افزوده است.

تابع تولید انرژی نیز QEN_C یک تابع CES از سوخت فسیلی و الکتریسیته ($QN_{EN.C}$) به ازای هر فعالیت در نظر گرفته می‌شود.

$$\text{Q}EN_C = \text{alpha}EN_C \times \left(\sum_{EN} deltaEN_C \times \left(\frac{1}{\eta_{EN.C}} \times QN_{EN.C}\right)^{-rhoEN_C}\right)^{-1/rhoEN_C} \quad (۱۳)$$

که در آن $deltaEN_C$ سهم هر یک از انواع انرژی است، و $rhoEN_C$ توان تابع CES و $\eta_{EN.C}$ کارایی هر یک از انواع انرژی به ازای هر فعالیت است. $\text{alpha}EN_C$ پارامتر تکنولوژی تابع کالای مرکب انرژی است.

بر اساس شرط نسبت بهینه نهاده (شرط مرتبه اول) و پیروی تابع CES از قضیه اولر، تقاضا و قیمت مشخص می‌شود:

$$\boldsymbol{QN_{EN.C} = QEN_C \left[\frac{PN_{EN.C}}{PEN_C} \times \frac{(\text{alpha}\, EN_C)^{rhoEN_C}}{deltaEN_{EN.C}} \times \left(\frac{1}{\eta_{EN.C}}\right)^{rhoEN_C}\right]^{\frac{-1}{1+rhoEN_C}}} \quad (۱۴)$$

معادله بالا تقاضای حامل انرژی (سوخت فسیلی و برق) است. در این رابطه تقاضای حامل انرژی EN ام در فعالیت C تابعی از نهاده ترکیبی انرژی کل، قیمت حامل انرژی EN ام در فعالیت c ام، قیمت نهاده ترکیبی انرژی کل و کارایی حامل انرژی EN ام در فعالیت C است.

تغییر در قیمت حامل انرژی از طریق اثرگذاری بر تقاضای حامل‌های انرژی و قیمت نهاده انرژی کل می‌تواند بر بخش‌های تولیدی دیگر نیز تاثیرگذار باشد. با افزایش قیمت حامل انرژی EN ام در فعالیت C قیمت نهاده انرژی کل افزایش یافته و از کانال نهاده ارزش افزوده کل (شامل انرژی) هزینه‌های تولید را بالا می‌برد و به تبع آن قیمت ستانده کل افزایش خواهد یافت. تولیدکننده برای حداکثرسازی سود چند راهکار دارد. اول، استفاده از تکنولوژی‌های کمتر انرژی‌بر و دوم، استفاده از همان تکنولوژی‌های قبلی اما کاهش مصرف حامل‌های انرژی. خانوارها نیز برای حداکثرسازی مطلوبیت که مقید به درآمد آن‌ها است، سطح مصرف حامل‌های انرژی را کاهش می‌دهند.

انتظار می‌رود سیاست افزایش کارایی سبب کاهش مصرف انرژی شود اما به دلیل وجود اثرات بازگشتی ممکن است مصرف انرژی به اندازه مورد انتظار کاهش نیافته و در برخی موارد حتی افزایش یابد. برای محاسبه میزان اثرات بازگشتی از معادله زیر استفاده می‌شود (کسلر و همکاران، ۲۰۱۶[1]):

$$R_c = \left[1 + \frac{Q\dot{E}N_c}{\gamma}\right] \times 100 \qquad (۱۵)$$

علاوه بر بلوک تولید که تا به این‌جا ارائه شد در مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، ۴ بلوک تجارت خارجی، نهادها (خانوارها، شرکت، دولت)، سرمایه‌گذاری و قیود نیز وجود دارد. معادلات مربوط به چهار بلوک دیگر بر اساس لافگرین و همکاران، ۲۰۰۱[2]) تصریح گردیده است که در ضمیمه ارائه شده است.

۶- داده‌ها و کالیبراسیون

برای کالیبراسیون الگو به مجموعه‌ای از اطلاعات و پارامترهای توابع تولید و مصرف نیاز است که برای نیل به این هدف از پایگاه اطلاعاتی ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس استفاده شده است. در این ماتریس،۷۱ فعالیت وجود دارد که بعد از تجمیع محصولات/ رشته فعالیت‌ها، بخش تولید به ۱۱ زیر بخش اصلی کشاورزی، برق، سوخت فسیلی، تولید منسوجات، تولید مواد و محصولات شیمیایی، سایر محصولات کانی غیر فلزی، تولید فلزات اساسی، تولید وسائل نقلیه و تریلر موتوری، سایر صنایع، حمل و نقل و سایر خدمات تقسیم می‌شود. یکی از مهم‌ترین پارامترهایی که در مدل تعادل عمومی مورد استفاده قرار می‌گیرد، کشش‌های جانشینی است. برای انتخاب کشش‌ها در این مطالعه، کلیه معادلات تعادل عمومی مورد بررسی قرار گرفته و از مطالعات منظور (۱۳۸۹)، خوشکلام (۱۳۹۳)، خیابانی (۱۳۹۲) و مهدوی (۱۳۹۳) استفاده شده است. دلیل انتخاب مقالات ذکر شده، شباهت ساختار لایه‌ای تولید مقاله حاضر با مقالات مذکور است و به طور متوسط کشش جانشینی بین نهاده‌های نیروی کار و سرمایه با انرژی ۰,۳ و کشش جانشینی بین نهاده‌های انرژی ۰,۶، همچنین کشش جانشینی بین نیروی کار با سرمایه ۰,۸ در نظر گرفته شده است.

---

[1]. Koesler (2016)
[2]. Lofgren (2001)

۷- نتایج مدل

با استفاده از مدل تعادل عمومی می‌توان اثرات شوک‌های برون‌زا را بر متغیرهای مختلف در سطح کلان و بخشی بررسی کرد که این اثرات از طریق مکانیزم بازار بر این متغیرها وارد می‌شود. در این مطالعه، ابتدا تاثیر افزایش قیمت برق در بازه ۱۰ تا ۴۰ درصد بررسی می‌شود و سپس تاثیر دو سیاست افزایش ده درصدی کارایی سوخت فسیلی و سیاست افزایش ده درصدی قیمت سوخت فسیلی با هم مقایسه می‌شود.

جدول ۲: مقایسه اثرات سیاست افزایش قیمت برق

	۱۰	۱۵	۲۰	۲۵	۳۰	۳۵	۴۰
تغییر در مصرف برق	-۰/۰۲	-۳/۱۷	-۰/۳۰	-۰/۱۹	-۴/۹۸	-۸/۵۸	-۸/۹۴
تغییر در مصرف کالای ترکیبی انرژی*	-۴/۹۱	-۵/۱۷	-۸/۹۱	-۷/۰۸	-۷/۳۶	-۸/۸۴	-۹/۶۵
تغییر در سطح فعالیت تمام بخش‌ها	-۰/۵۴	-۰/۶۳	-۰/۰۹	-۰/۸۵	-۰/۸۹	-۱/۱۳	-۱/۲۷
تغییر صادرات	-۰/۷۴	-۰/۴۲	-۰/۴۷	-۰/۵۶	-۱/۱۲	-۱/۱۴	-۱/۴۱
تغییر واردات	-۱/۰۰	-۱/۱۰	-۲/۱	-۱/۱۶	-۱/۶۴	-۱/۵۵	-۱/۹۰
تغییر در نرخ ارز	-۱/۴۶	-۱/۷۱	-۳/۲۰	-۲/۲۹	-۲/۲۱	-۳/۳۱	-۳/۵۲

*کالای ترکیبی انرژی بر اساس معادله ۱۲ محاسبه می‌شود.

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از جدول ۲ می‌توان دریافت، با اعمال سیاست افزایش قیمت، مصرف برق کاهش می‌یابد البته درصد کاهش مصرف حامل‌های انرژی بسیار پایین‌تر از درصد افزایش قیمت است. همچنین همانند مطالعه هوشمند و همکاران (۱۳۹۱) رشد درصد تغییر تقاضای برق با افزایش بیشتر قیمت برق، کاهش می‌یابد. همچنین سطح فعالیت تمام بخش‌های اقتصادی با افزایش ۱۰ تا ۴۰ درصدی قیمت، از ۰/۵۴ درصد تا ۱/۲۷ درصد کاهش یافته است. با اعمال سیاست افزایش قیمت، نرخ ارز کاهش یافته که عاملی در جهت کاهش واردات اقتصاد می‌شود. این در حالی است که نرخ ارز سبب ترغیب صادرات نشده و کاهش صادرات کالاها و خدمات با افزایش ۱۰ تا ۴۰ درصدی قیمت برق از ۰/۷۴ تا ۱/۴۱ درصد است. جدول ۳ سیاست افزایش کارایی را با سیاست افزایش قیمت برق مقایسه می‌کند.

جدول ۳: مقایسه اثرات سیاست افزایش ۱۰ درصدی کارایی با سیاست افزایش ۱۰ درصدی قیمت برق

	سناریو افزایش کارایی	سناریو افزایش قیمت
تغییر در مصرف برق	۴/۱۷	-۰/۰۲
تغییر در مصرف کالای ترکیبی انرژی	۱/۲۰	-۴/۹۱
تغییر در سطح فعالیت تمام بخش‌ها	۰/۰۴	-۰/۵۴
تغییر صادرات	۰/۳۰	-۰/۷۴
تغییر واردات	۰/۴۰	-۱/۰۰
تغییر در نرخ ارز	-۰/۳۵	-۱/۴۶

منبع: یافته‌های پژوهش

اعمال سیاست افزایش کارایی برق، مصرف برق را ۴/۱۷ درصد افزایش داده و شاهد اثرات بازگشتی بالای صد درصد و اثرات معکوس برای برق و کل انرژی در کل اقتصاد هستیم. سیاست افزایش ۱۰ درصدی قیمت برق سبب کاهش ۰/۰۲ درصدی مصرف برق می‌شود.

برق و سوخت فسیلی در قالب تابع تولید معادله ۱۲ با یکدیگر ترکیب می‌شوند و کالای ترکیبی انرژی[1] را تولید می‌کنند. این کالا به عنوان نهاده انرژی در توابع تولید کالاهای دیگر استفاده می‌شود. اتحاد میان برق و سوخت فسیلی در مدل تعادل عمومی به این صورت است که ارزش قیمت کالای ترکیبی انرژی از مجموع ارزش برق مصرفی و سوخت فسیلی مصرفی به دست می‌آید. با اعمال سیاست افزایش ده درصدی کارایی برق، مقدار مصرف کالای ترکیبی انرژی نیز ۱/۲۰ درصد افزایش می‌یابد و با در نظر گرفتن افت قیمتی که برای برق به دلیل افزایش کارایی رخ داده است هزینه تولید سوخت فسیلی افت کرده و لذا مصرف سوخت فسیلی افزایش می‌یابد و مصرف کالای ترکیبی انرژی افزایش می‌یابد.

دلیل اصلی افزایش مصرف انرژی در سیاست افزایش کارایی این است که با اعمال سیاست کارایی انرژی، سطح فعالیت تمام بخش‌ها افزایش می‌یابد و لذا برای افزایش تولید نیاز به مصرف انرژی است. بنابراین اگرچه در گام اول با اعمال سیاست افزایش کارایی، قیمت ضمنی برق کاهش می‌یابد اما در گام بعدی به دلیل واکنش آحاد مختلف اقتصادی از جمله خانوار و بنگاه مصرف انرژی افزایش می‌یابد و ممکن است بخشی یا تمام کاهش مصرف انرژی اولیه را خنثی کند. چرا که با کاهش قیمت ضمنی انرژی، مصرف‌کننده انرژی مواجه با وضعیتی مشابه کاهش قیمت‌ها است بنابراین وی از یک طرف به سمت افزایش مصرف انرژی سوق داده می‌شود و از طرف دیگر همان‌طور که در ادبیات اقتصاد خرد مطرح است با کاهش قیمت ضمنی، درآمد

[1]. Energy Composite Goods

حقیقی مصرف‌کننده انرژی (اعم از خانوار یا بنگاه) افزایش یافته و در نتیجه مصرف‌کننده با دامنه گسترده‌تری از کالاها و خدمات روبرو خواهد شد و این افزایش درآمد حقیقی نیز سبب افزایش مصرف انرژی می‌شود. در نتیجه بخشی از کاهش مصرف اولیه ناشی از افزایش کارایی انرژی خنثی شده و برخلاف رویکرد مهندسی، افزایش ۱۰ درصدی کارایی برق سبب کاهش کمتر از ۱۰ درصد انرژی می‌شود. به این اختلاف، اثر بازگشتی می‌گویند. بنابراین اثر بازگشتی کاهش در مصرف انرژی را خنثی می‌کند و سبب می‌شود که افزایش کارایی انرژی نتواند به هدف غایی خود که حفاظت از محیط زیست همگام با افزایش رشد اقتصادی است برسد. اثرات بازگشتی ناشی از افزایش کارایی برق در این مدل معادل ۱۱۲ درصد، برآورد شده که نشان دهنده آن است تمام اثر سیاست افزایش کارایی بر کاهش مصرف خنثی شده و سیاست افزایش کارایی، سیاست‌گذار را به هدف خود مبنی بر کاهش مصرف انرژی نمی‌رساند.

در مقابل، سیاست افزایش قیمت برق سبب کاهش ۰/۰۲ درصدی مصرف برق می‌شود. افزایش قیمت برق همچنین مصرف کالای ترکیبی انرژی را کاهش می‌دهد چراکه با افزایش قیمت برق، قیمت سوخت فسیلی نیز افزایش خواهد یافت. بنابراین قیمت نسبی انرژی افزایش یافته و بر اساس اثر جانشینی انرژی با سایر نهاده‌ها جانشین می‌شود. همچنین سیاست افزایش قیمت سبب کاهش ۰/۵۴ درصدی تولید کل فعالیت‌های اقتصادی شده است و در مقایسه با سیاست افزایش کارایی نرخ ارز را بیشتر تضعیف می‌کند (مقایسه تغییر نرخ ارز ۱/۴۶- درصدی سیاست افزایش قیمت با ۰/۳۵- درصدی افزایش کارایی). همچنین سیاست افزایش کارایی سبب افزایش ۰/۳ درصدی صادرات می‌شود اما سیاست افزایش قیمت صادرات را به اندازه ۰/۷۴ درصد کاهش داده است. اگر هدف، کاهش مصرف انرژی و کاهش انتشار آلاینده‌ها باشد سیاست افزایش قیمت برق بهتر از سیاست افزایش کارایی است.

همان‌طور که در جدول ۴ مشخص است اثرات بازگشتی در بخش‌های برق، حمل و نقل، سوخت‌های فسیلی و محصولات شیمیایی بیشتر از صد است و سیاست افزایش کارایی سبب افزایش مصرف انرژی در این بخش‌ها گردیده است. دلیل اصلی افزایش مصرف انرژی این بخش‌ها آن است که بعد از اعمال سیاست افزایش کارایی انرژی، سطح تولیدات این بخش‌ها به ترتیب ۳/۰، ۱/۳، ۰/۳ و ۱/۱ درصد افزایش یافته است.

بر اساس نتایج این مدل در صورت اعمال سیاست افزایش قیمت برق بخش‌های سایر خدمات، کشاورزی، صنایع غذایی، تولید منسوجات و تولید فلزات اساسی بیشترین کاهش در مصرف

انرژی را دارند این در حالی است که مصرف تولیدات فلزات اساسی و سایر خدمات زیر یک درصد کاهش یافته است. اگر چه سیاست اعمال افزایش قیمت برق سبب کاهش مصرف انرژی شده است اما تولید کل بخش‌های اقتصادی را نیز ۰/۵۳ درصد کاهش داده است و همین امر یکی از معایب سیاست افزایش قیمت برق به حساب می‌آید.

جدول ۴: مقایسه اثر دو سیاست افزایش کارایی و افزایش قیمت برق بر مصرف انرژی و تولید بخش‌های مختلف اقتصادی

	سیاست افزایش ده درصدی کارایی برق			**سیاست افزایش ده درصدی قیمت برق**	
	درصد تغییر در مصرف کالای ترکیبی انرژی	اثرات بازگشتی	درصد تغییر در تولید	درصد تغییر در مصرف کالای ترکیبی انرژی	درصد تغییر در تولید
کشاورزی	-۲/۵	۷۴/۶	-۰/۵	-۲/۴	۰/۴
تولید کانی‌های غیر فلزی	-۰/۹	۹۱/۱	-۰/۳	-۰/۲	-۰/۸
سایر صنایع	-۱/۲	۸۷/۷	-۰/۳	-۱/۳	-۰/۳
برق	۱/۲	۱۱۱/۵	۳/۰	-۱/۴	۰/۱
تولید منسوجات	-۵/۱	۴۸/۸	-۱/۳	-۲/۳	-۰/۳
تولید فلزات اساسی	-۲/۵	۷۴/۸	-۰/۵	-۲/۳	-۰/۷
حمل و نقل	۵/۰	۱۴۹/۶	۱/۳	-۰/۷	۰/۰
سوخت‌های فسیلی	۱/۰	۱۰۹/۹	۰/۳	-۱/۴	-۰/۵
سایر خدمات	۰/۴	۱۰۴/۲	-۰/۱	-۹/۵	-۱/۵
تولید مواد و محصولات شیمیایی	۲/۰	۱۱۹/۷	۱/۱	-۲/۱	۰/۰
تولید وسائل نقلیه و تریلر موتوری	-۲/۳	۷۷/۰	-۰/۲	-۰/۹	-۰/۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۸- تحلیل حساسیت

یکی از مهم‌ترین روش‌ها برای اعتبارسنجی یک مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر، آزمون درجه پایداری نتایج شبیه‌سازی نسبت به مقادیر مفروض برای برخی از پارامترهای کلیدی است. در همین راستا بررسی‌های انجام گرفته نشان می‌دهد کشش جانشینی بین حامل‌های انرژی نقش مهمی در نتایج مدل ایفا می‌کند (مهدوی، ۱۳۹۳). جدول ۴ تغییرات مصرف انرژی را برای دو سیاست افزایش کارایی و افزایش قیمت در دو حالت افزایش و کاهش ۱۰ واحد درصدی کشش جانشینی بین دو حامل انرژی برق و سوخت فسیلی نشان می‌دهد.

جدول ۵: تحلیل حساسیت دو سیاست افزایش کارایی و افزایش قیمت حامل انرژی

	سناریو افزایش کارایی		سناریو افزایش قیمت	
	درصد تغییر در مصرف انرژی در حالت کشش ۰/۵	درصد تغییر در مصرف انرژی در حالت کشش ۰/۷	درصد تغییر در مصرف انرژی در حالت کشش ۰/۵	درصد تغییر در مصرف انرژی در حالت کشش ۰/۷
کشاورزی	۲/۷	۳/۸	۰/۳	۰/۷
تولید کانی‌های غیر فلزی	-۰/۹	۰/۴	۰/۷	۰/۵
سایر صنایع	-۵/۹	۰/۸	۰/۰	-۰/۱
برق	-۰/۹	-۱۰/۲	-۲/۱	-۱/۰
تولید منسوجات	-۵/۹	۷/۳	-۰/۳	۰/۶
تولید فلزات اساسی	-۰/۸	۴/۳	-۰/۲	۰/۲
حمل و نقل	۶/۵	-۴/۷	۰/۱	۰/۲
سوخت‌های فسیلی	-۱/۴	-۲/۵	۰/۲	۰/۵
سایر خدمات	۱/۸	-۱/۷	-۰/۲	۰/۵
تولید مواد و محصولات شیمیایی	۱/۸	۳/۱	-۰/۹	۰/۴
تولید وسائل نقلیه و تریلر موتوری	۱/۶	۲/۴	۱/۳	۳/۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۹- نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی

با توجه به آن‌که مصرف انرژی الکتریکی در ایران همواره روند صعودی داشته است، لزوم سیاست‌هایی برای کاهش مصرف انرژی به شدت احساس می‌شود. برای نیل به این هدف، سیاست‌گذاران می‌توانند از سیاست‌های قیمتی نظیر افزایش قیمت برق (نزدیک کردن قیمت‌های داخلی به هزینه تمام شده) و سیاست غیر قیمتی ارتقاء کارایی انرژی استفاده کنند. برای بررسی اثرات این دو سیاست از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر بر اساس ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ استفاده شده است.

ابتدا تغییرات مصرف برق با افزایش قیمت برق بررسی شده و اثرات افزایش قیمت بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی شده است. بر اساس نتایج مدل با افزایش قیمت برق، مصرف برق به میزان کمتری افزایش خواهد یافت به طوری که با افزایش ۴۰ درصدی قیمت برق، میزان مصرف برق از ۸/۹۴ درصد کاهش خواهد یافت. همچنین نرخ ارز کاهش خواهد یافت که سبب کاهش واردات خواهد شد اما صادرات افزایش نمی‌یابد.

نتایج مدل نشان می‌دهد سیاست افزایش ده درصدی قیمت برق سبب کاهش ۴/۹۱ درصدی مصرف انرژی می‌شود اما سیاست افزایش ده درصدی کارایی برق به دلیل اثرات بازگشتی باعث

کاهش مصرف انرژی نمی‌شود بلکه مصرف انرژی را ۱/۲ درصد افزایش داده است. بنابراین همانند مقاله خوشکلام و مهدوی (۱۳۹۷) توصیه می‌شود سیاست‌گذاران، صرفه‌جویی برق ناشی از سیاست افزایش کارایی را بیش از حد برآورد نکنند و انتظار کاهش مصرف به میزان افزایش کارایی را نداشته باشند.

ذکر این نکته ضروری است که سیاست افزایش کارایی در مقایسه با سیاست افزایش قیمت انرژی سبب افزایش تولید بخش‌های اقتصادی می‌شود اما سیاست افزایش قیمت تولید را کاهش داده است. بنابراین در صورت اعمال سیاست افزایش قیمت برق بهتر است سیاست‌های مکملی برای جلوگیری از کاهش تولید اعمال شود.

در صورت اعمال سیاست افزایش کارایی برق، در میان بخش‌های مختلف اقتصادی، بخش‌های برق، حمل و نقل، سوخت‌های فسیلی و محصولات شیمیایی اثرات بازگشتی بیشتر از صد درصد دارند و سیاست افزایش کارایی به هدف اصلی کاهش مصرف انرژی منجر نمی‌شود. چرا که با افزایش کارایی، تولید این بخش‌ها افزایش یافته است. اما سیاست افزایش کارایی در بخش‌های تولید منسوجات، تولید فلزات اساسی، تولید کانی‌های غیر فلزی، کشاورزی و تولید وسایل نقلیه موتوری موثر بوده و سبب کاهش مصرف انرژی می‌شود. این در حالی است که سیاست افزایش قیمت برق، سبب کاهش مصرف برق تمامی بخش‌های اقتصادی خواهد شد.

منابع و مآخذ

۱. امیرمعینی، مهران. محمدی، تیمور. خورسندی، مرتضی (۱۳۹۳). "مدل‌سازی تقاضای برق در بخش صنعت ایران: رویکرد مدل سری زمانی ساختاری". فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی ۵(۱۸): ۱۱۷-۸۷.

۲. ترازنامه انرژی سال‌های مختلف http://pep.moe.gov.ir

۳. ترازنامه هیدروکربوری سال‌های مختلف http://www.iranenergyinfo.ir/

۴. جلایی، سید عبدالمجید. جعفری، سعید. و انصاری لاری، صالح (۱۳۹۲). "برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی استانی". پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران ۲(۸): ۹۲-۶۹.

۵. خوشکلام خسروشاهی، موسی. و مهدوی، روح الله (۱۳۹۷). "تخمین اثر بازگشتی ناشی از مصرف انرژی الکتریسیته در ایران: رویکرد حد آستانه‌ای". فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد ۵(۴): ۱۹۶-۱۷۳.

۶. خوشکلام خسروشاهی، موسی (۱۳۹۷). "تجزیه اثر بازگشتی ناشی از بهبود کارآیی مصرف بنزین به اثرات جانشینی و تولیدی با تأکید بر بخش حمل و نقل: مدل CGE". سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی ٦(۱): ۶۷-۴۹.

۷. خوشکلام، موسی (۱۳۹۳). "اثرات بازگشتی ناشی از بهبود کارایی مصرف بنزین و گازوئیل در ایران با تأکید بر بخش حمل و نقل: رویکرد مدل تعادل عمومی قابل محاسبه". پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران ۳(۱۱): ۱۹۴-۱۵۹.

۸. خیابانی، ناصر (۱۳۹۵). "یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه پویا برای ارزیابی آثار سیاست‌های انرژی: شواهدی از ایران". پژوهش‌های اقتصادی ایران ۲۱(۶۹): ۴۶-۱.

۹. خیابانی، ناصر (۱۳۸۷). "یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه برای ارزیابی اثرات افزایش قیمت تمام حامل‌های انرژی در ایران". مطالعات اقتصاد انرژی ۵(۱۶): ۳۴-۱.

۱۰. سالم، علی اصغر. و اکابری، مهدی (۱۳۹۶). "برآورد اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی مصرف برق در بخش خانگی مناطق شهری ایران". پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران ٦(۲۲): ۷۴-۴۵.

۱۱. سلیمیان، زهره. بزازان، فاطمه. و موسوی، میرحسین (۱۳۹۶). "اثرات بهبود کارایی سوخت‌های فسیلی در صنایع انرژی‌بر: رویکرد تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بین زمانی". پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران ٦(۲۱): ۲۰۰-۱۶۳.

۱۲. طاهری فرد، علی (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر افزایش قیمت برق و سایر حامل‌های انرژی بر تقاضای برق بخش صنعت در ایران با استفاده از روش تعادل عمومی محاسبه‌پذیر". پژوهش‌های اقتصاد و توسعه منطقه‌ای **۱۹**(۳).

۱۳. قره باغی، صغری. و امامی میبدی، علی (۱۳۹۶). "برآورد و بررسی تابع تقاضای برق ایران در سه بخش صنعت، خانگی و کشاورزی". مجله اقتصادی (دو ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی) **۱۷**(۷ و ۸): ۳۹-۲۳.

۱۴. منظور، داوود. آقابابائی، محمد ابراهیم. و حقیقی، ایمان. "تحلیل اثرات بازگشتی ناشی از بهبود کارایی در مصارف برق در ایران :الگوی تعادل عمومی محاسبه پذیر". فصلنامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی **۸**(۲۸): ۲۳-۱.

۱۵. مهدوی، روح‌الله (۱۳۹۳). "ارزیابی سیاست‌های مکمل اصلاح قیمت انرژی در بخش حمل و نقل: الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر". پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران **۳**(۱۲): ۱۷۸-۱۴۵.

16. Böhringer, C. & Rutherford, T. F. (2008). "Combining Bottom-up and Top-down". Energy Economics **30**(2): 574-596.
17. Freire-González, J. (2019). "Energy Taxation Policies Can Counteract the Rebound Effect: Analysis within a General Equilibrium Framework". Energy Efficiency 1-10.
18. Grepperud, S. & Rasmussen, I. (2004). "A General Equilibrium Assessment of Rebound Effects". Energy Economics **26**(2): 261-282.
19. Hogan, W. & Manne, A. (1977). *Modeling Energy-Economy Interactions, Five Approaches. Ressources for the Future*, Washington DC, USA, Ch. Energy-Economy Interactions: The Fable of the Elephant and the Rabbit, 247-277.
20. International Energy Agency. (1999). *World Energy Outlook 1999: Looking at Energy Subsidies—Getting the Prices Right*.
21. Koesler, S. Swales, K. & Turner, K. (2016). "International Spillover and Rebound Effects from Increased Energy Efficiency in Germany". Energy Economics 54: 444-452.
22. Levinson, A. (2019). "Energy Efficiency Standards are more Regressive than Energy Taxes: Theory and Evidence". Journal of the Association of Environmental and Resource Economists **6**(S1): S7-S36.
23. Lin, B. & Jia, Z. (2019). "How does Tax System on Energy Industries Affect Energy Demand, CO2 Emissions, and Economy in China?". Energy Economics 104496.
24. Lofgren, H. Harris, R. L. & Robinson, S. (2002). *A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS*, (Vol. 5), Intl Food Policy Res Inst.

25. Saunders, H. (2009). *Theoretical Foundations of the Rebound Effect*, International Handbook on the Economics of Energy.
26. Sorell, S. (2007). *The Rebound Effect. An Assessment of the Evidence for Economy-wide Energy Savings from Improved Energy Efficiency*, UK Energy Research Centre, London.

ضمیمه: معادلات مدل تعادل عمومی قابل محاسبه

بلوک قیمت

۱ $$PM_C = PWM_C \times EXR$$

۲ $$PE_C = PWE_C \times EXR$$

۳ $$PDD_C = PDS_C$$

۴ $$PQ_C \times QQ_C = PDD_C \times QD_C + PM_C \times QM_C$$

۵ $$PX_C \times QX_C = PDS_C \times QD_C + PE_C \times QE_C$$

۶ $$PINTA_C = \sum_{NEN} PQ_{NEN} \times ica_{nen.c}$$

۷ $$PX_C \times (1 - ta_c) \times QX_C = PKLE_C \times QKLE_C + \sum_{NEN} QINT_{NEN.C} \times PQ_{EN} + PM_C \times QM_C$$

۹ $$CPI = \sum_{CD} cwts_C \times PQ_C$$

۱۰ $$DPI = \sum_{CD} dwts_{CD} \times PDS_{CD}$$

بلوک تجارت

۱۱ $$QX_C = alphat_C(deltat_c \times QE_C{}^{rhot_c} + (1 - deltat_C) \times QD_C{}^{rhot_C})^{1/rhot_C}$$

۱۲ $$QE_C = QD_C\left(\frac{PE_C}{PDS_C}\right) \times \left(\frac{1 - deltat_C}{deltat_C}\right)^{1/(rhot_C - 1)}$$

$$QQ_C = alphaq_C \times (deltaq_c \times QM_C{}^{-rhoq_C} + (1 - deltaq_C) \times QD_C{}^{-rhoq_C})^{-1/rhoq_C}$$

۱۴ $$QM_C = QD_C \times \left(\frac{PDD_C}{PM_C}\right) \times \left(\frac{1 - deltaq_C}{deltaq_C}\right)^{1/(rhoq_C + 1)}$$

بلوک موسسات

۱۵ $$\mathrm{YF_F} = \sum_{\mathrm{C}} \mathrm{WF_F} \times \mathrm{wfdist_{F.C}} \times \mathrm{QF_{F.C}}$$

۱۶ $$YIF_{INSD.F} = shif_{INSD.F} \times YF_F$$

۱۷ $$\text{NSDNG.F} + \sum_{INSDNG} TRII_{INSDNG.INSDNG} + trnsfr_{INSDNG.GOV} * CPI + trnsfr_{INSDNG.ROW}$$

$$\text{XR}$$

۱۸ $$EH_H = \left(1 - \sum_{INSDNG} shii_{INSDNG.H}\right) \times (1 - MPS_H) \times (1 - TINS_H) \times YI_H$$

۱۹ $$TRII_{INSDNG.INSDNG} = shii_{INSDNG.INSDNG} \times (1 - MPS_{INSDNG}) * (1 - TINS_{INSDNG}) \times YI_{INSD}$$

۲۰ $$PQ_C \times QH_{C.H} = PQ_C \times gammam_{C.H} + betam(C.H) \times (EH_H - \sum_C PQ_C \times gammam_{C.H})$$

۲۱ $$QINV_C = IADJ \times qbarinv_C$$

$$QG_C = GADJ \times qbarg_C \quad (۲۲)$$

$$YG = \sum_F YIF_{GOV.F} + \sum_{INSD} tins_{INSDNG} \times YI_{IMSDNG} + EXR \times trnsfr_{gov.ROW} \quad (۲۳)$$

$$EG = \sum_C PQ_C * QG_C + \sum_{INSD} trnsfr_{INSDNG.gov} \quad (۲۴)$$

بلوک قیود مدل

$$\sum_C pwm_c * QM_C + \sum_F trnsfr_{ROW.F} + \sum_{INSD} trnsfr_{ROW.F} \quad (۲۵)$$

$$GSAV = YG - EG \quad (۲۶)$$

$$\sum_{i \in INSDNG} (MPS_i * (1 - tins_i) * YI_i + GSAV = \sum_C PQ_C * QINV_C + FINV * EXR \quad (۲۷)$$

$$QA_C = \sum_H QH_{H.C} + QINV_C + QG_C + \sum_C QINT_C \quad (۲۸)$$

$$\sum_C QF_{F.C} = QFS_F \quad (۲۹)$$

قیمت متوسط عامل تولید F	WF_F	قیمت کالای وارداتی	PM_C
متغیر برون‌زا و عامل تولید F استفاده شده در بخش C	$wfdist_{F.C}$	قیمت جهانی کالای وارداتی	PWM_C
تقاضای مقداری عامل تولید F توسط بخش C	$QF_{F.C}$	نرخ ارز	EXR
درآمد موسسه داخلی از عامل F	$YIF_{INSD.F}$	قیمت کالای صادراتی	PE_C
سهم موسسه داخلی از عامل تولید	$shif_{INSD.F}$	قیمت جهانی کالای صادراتی	PWE_C
درآمد موسسه داخلی غیر دولتی	YI_{INSDNG}	قیمت تقاضای کالای تولید شده و مصرف شده در داخل	PDD_C
پرداخت‌های انتقالی بین موسسه‌ای	$TRII_{INSDNG.INSDNG}$	قیمت عرضه کالای تولید شده و مصرف شده در داخل	PDS_C
پرداخت انتقالی عامل موسسه داخلی غیر دولتی به دولت	$trnsfr_{INSDNG.GOV}$	قیمت کالای ترکیبی	PQ_C
هزینه مصرفی خانوار	EH_H	مقدار عرضه شده کالای ترکیبی	QQ_C
سهم موسسه i از درآمد موسسه ip بعد از کسر پس‌انداز و مالیات	$shii_{INSDNG.H}$	مقدار کالای وارداتی	QM_C
میل نهایی به پس‌انداز	MPS	مقدار فروش کالای داخلی	QD_C
مالیات مستقیم	$TINS$	متوسط قیمت محصول	PX_C
میزان تقاضای خانوار	QH	مقدار کالای عرضه شده در بازار	QX_C
حداقل معیشت سرانه کالای بازاری	$gammam_{C.H}$	مقدار کالای صادراتی	QE_C
سهم نهایی مصرف خانوار از کالا	$betam(C.H)$	قیمت مجموع نهاده‌های واسطه‌ای برای کالای c	$PINTA_C$

$ica_{nen,c}$	نهاده واسطه‌ای C برای هر واحد از نهاده واسطه‌ای	$QINV_C$	مقدار تقاضای سرمایه‌گذاری ثابت
ta_c	نرخ مالیات بر کالا	$IADJ$	پارامتر مقیاس برای سرمایه‌گذاری
CPI	شاخص قیمت مصرف‌کننده	$qbarinv_C$	تقاضای برون‌زای سرمایه‌گذاری
$cwts_C$	وزن کالا در شاخص قیمت مصرف‌کننده	QG_C	مقدار مصرف دولت
DPI	شاخص قیمت تولیدکننده	$GADJ$	پارامتر مقیاس برای تقاضای دولت
$dwts_{CD}$	وزن کالا در شاخص قیمت تولیدکننده	$qbarg_C$	تقاضای برون‌زای دولت
$alphat_C$	پارامتر تکنولوژی CET	EG	هزینه مصرفی دولت
$deltat_c$	پارامتر سهم تابع CET	QG_C	مقدار مصرف دولت
$rhot_c$	توان تابع CET	$GSAV$	پس‌انداز دولت
$alphaq_C$	پارامتر تکنولوژی آرمینگتون	YG	درآمد جاری دولت
$deltaq_c$	پارامتر سهم تابع آرمینگتون	EG	مخارج کل جاری دولت
$rhoq_c$	توان تابع آرمینگتون	$FINV$	سرمایه‌گذاری خارجی
YF_F	درآمد عامل تولید F (نیروی کار و سرمایه)	QFS_F	مقدار عرضه عامل تولید

اندیس

C	کالا	INSD	نهادهای داخلی (شرکت‌ها، خانوار و دولت)
NEN	کالای غیر انرژی	INSDNG	نهادهای داخلی غیر دولتی
F	عامل تولید (نیروی کار و سرمایه)	H	خانوار

Original Research Article

Comparison of the policies for energy efficiency increase and price increase in Iran using computable general equilibrium

Hamidreza Arbab[1]
Manoochehr Asgari[2]
Hamid Amadeh[3]
Fatemeh Rafiei[4]

Received: 28-01-2020 Accepted: 07-03-2020

Introduction: Among energy carriers, electricity has been focused on more closely than the other energy carriers because of its ease of conversion, ease of use, low risk, as well as environmental considerations. In 2017, 11% of the final energy consumption belonged to electricity. Electricity is also an indicator of social welfare; however, electricity consumption has grown in recent years for such reasons as population growth, urban development, increasing living standards and welfare, realizing tariffs, climate change and industrial and commercial development. Even in some years when Iran has had low or even negative economic growth, the upward trend in electricity consumption has not stopped, and the implementation of the subsidy reform plan has not been able to stop this trend. Therefore, in the absence of structural reforms, widespread socio-economic costs will be imposed on the Iranian economy. This is because the high speed of energy consumption in Iran raises serious concerns about the country's ability to export energy in the coming decades. Electricity reduction policies can be divided into two categories: price and non-price policies. Pricing policies in Iran have brought the price of electricity closer to the cost of production and reduced subsidies. Non-pricing policies to reduce electricity consumption can also be referred to as efficiency improvement policies. Increase of efficiency depends on the increase of the useful output of each process per unit of energy received. It is

[1] - Associate Professor of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
[2] - Associate Professor of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
[3] - Associate Professor of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
[4] - Ph.D Candidate in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
Email: Fatemehrafiei170@gmail.com

commonly thought that improving energy efficiency reduces energy consumption, but there is widespread debate in both economics and energy policymaking about the real impact of such improvements on energy efficiency.

Methodology: In order to study the relationship between the increase of efficiency and the reduction of electricity subsidies, this paper creates a CGE model based on the latest Social Accounting Matrix published in 2011. The final SAM is aggregated into 11 economic sectors, namely agriculture, electricity, fossil fuels, textile production, production of chemical materials, other non-metallic mineral products, production of basic metals, production of motor vehicles and trailers, other industries, transportation and other services, two factors of production, labor and capital, two groups of urban and rural households, enterprises, government, saving-investment and the rest of the world. To calculate the effect of price increase on the efficiency, the structure of the production layers is formed in such a way that the energy-producing parts are separated from other non-energy parts.

Results and Discussion: By implementing the policy of increasing electricity efficiency, electricity consumption has increased by 4.17, and there are rebound effects above 100% as well as backfire for electricity and total energy in the economy. The policy of increasing electricity prices by 10% will reduce electricity consumption by 0.02%. With the increasing electricity efficiency, the amount of energy consumption will increase by 1.20%. Taking into account the price drop for electricity due to increased efficiency, the cost of fossil fuel production will decrease and, therefore, fossil fuel consumption will increase. Consumption of energy commodities increases too. The main reason for the increase in energy consumption is that the application of the energy efficiency policy makes the level of activity rise in all sectors and, therefore, energy consumption is needed to increase production. Due to the reaction of various economic entities, including households and production sectors, energy consumption increases and may offset a part or all of the reduction in primary energy consumption. With the reduction of implicit energy prices, the energy consumer faces a situation similar to the reduction of prices, so the consumer is driven to increase energy consumption. Also, as stated in the microeconomic literature, with implicit price reduction, real energy consumption (whether in households or in the production sector) will increase and, as a result, the consumer will face a wider range of goods and services. An increase in real income will increase energy consumption. As a result, part of the reduction in the initial consumption due to increased energy efficiency is offset. Contrary to the engineering approach, a 10% increase in electrical efficiency results in a reduction of less than 10% of energy. This difference is called the rebound effect. Therefore, the increase in energy efficiency is in line with the ultimate goal of protecting the environment as well as boosting the economic growth.

In contrast, the policy of increasing electricity prices reduces electricity consumption by 0.02%. Rising electricity prices will also reduce the consumption of energy-efficient commodities. A rise in fossil fuel prices will raise the electricity price. Therefore, the relative price of energy increases and is replaced by other inputs based on the effect of energy substitution. Also, price increase has caused a decrease of 0.54% in the production of the total economic activities. If the goal is to reduce energy consumption and emissions, the policy of increasing electricity prices is better than the policy of increasing efficiency.

Conclusion: The results show that the policy of increasing electricity prices by 10% reduces energy consumption by 4.91%, but the policy of increasing electricity efficiency by 10% does not reduce energy consumption due to rebound effects; it just increases energy consumption by 1.2%. Therefore, as realized by Khoshkalam and Mahdavi (1397), it is recommended that policy makers avoid overestimating the power savings resulting from the efficiency increase policy and not expect consumption to decrease as efficiency increases. It is important to note that the policy of efficiency compared to increasing energy prices raises the production of economic sectors, but increasing the price of production reduces it. Therefore, if the increase of the price of electricity is implemented, it is better to apply complementary policies to prevent the reduction of production.

Keywords: Electricity consumption, Improving efficiency, Rebound effect, Electricity price, Computable general equilibrium.

JEL Classification: Q43, Q41, D58, D21, C68.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران: رویکرد تغییر رژیم مارکوف

محمد نصراللهی[۱]
کاظم یاوری[۲]
رضا نجارزاده[۳]
نادر مهرگان[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۶/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۱۹

چکیده

وقوع بحران‌های ارزی هزینه‌های سنگینی بر اقتصاد کشورها تحمیل می‌کند. به همین علت، در سال‌های اخیر، طراحی سیستم‌هایی جهت هشدار زودهنگام این بحران‌ها توسعه یافت تا بتوان با شناسایی زودهنگام آن‌ها و فراهم نمودن زمان کافی برای سیاست‌گذاران، از وقوع یک چنین بحران‌هایی جلوگیری نمود. این پژوهش نیز تلاش نمود تا با بکارگیری داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵:۰۲-۱۳۶۷:۰۱ و استفاده از رویکرد تغییر رژیم مارکوف، ضمن طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران و شناسایی درون‌زای بحران‌های به وقوع پیوسته در دوره مورد بررسی و پیش‌بینی بحران‌های آتی، عوامل مؤثر بر ایجاد و تشدید این بحران‌ها را، به طور جداگانه، در دوره‌های آرامش و بحران شناسایی نماید. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که سیستم طراحی شده توانایی بالایی در شناسایی این بحران‌ها در دوره زمانی مورد بررسی و پیش‌بینی بحران‌های آتی داشته است. بر اساس این سیستم، وقوع بحران‌های ارزی و تشدید شرایط بحرانی در ایران با مجموعه‌ای از عدم تعادل‌های اقتصاد کلان مرتبط است. این عدم تعادل‌ها و مشکلات موجود در بخش‌های پولی، مالی و خارجی و همچنین، وابستگی کشور به درآمدهای نفتی زمینه وقوع بحران‌های ارزی را در اقتصاد ایران فراهم نموده‌اند. به طور خاص، بر اساس این نتایج، در دوره آرامش، تورم مهمترین عامل افزایش احتمال وقوع بحران ارزی و رشد تولید صنعتی مهمترین عامل کاهش احتمال وقوع این بحران بوده و در دوره بحران، تورم مهمترین عامل تشدیدکننده بحران و نسبت درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به ذخایر ارزی بانک مرکزی و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی به ترتیب مهمترین عوامل در بهبود شرایط بحرانی می‌باشند.

واژگان کلیدی: بحران‌های ارزی، شاخص فشار بازار ارز، سیستم هشدار زودهنگام، رویکرد تغییر رژیم مارکوف.

Keywords: Currency Crises, Exchange Market Pressure Index, Early Warning System, Regime-Switching Approach.

JEL Classification: C24, F31, G01.

۱. گروه اقتصاد، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران (نویسنده مسئول) m.nasrollahi@baboliau.ac.ir
۲. استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران kyavari@yazd.ac.ir
۳. دانشیار، دانشگاه تربیت مدرس، گروه اقتصاد، تهران، ایران najarzar@modares.ac.ir
۴. استاد، دانشگاه بوعلی سینا، گروه اقتصاد، همدان، ایران mehregannader@yahoo.com

۱- مقدمه

وقوع بحران‌های ارزی در چند دهه اخیر یکی از مشکلات نظام پولی بین‌الملل بوده است. بحران ارزی به یک حمله سوداگرانه اطلاق می‌شود که در آن یک پول ضعیف تحت فشارهای شدید فروش قرار گرفته و نرخ ارز در آن کشور به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد (فرانکل و رز[1]، ۱۹۹۶). در این حالت، عمدتاً ذخایر خارجی نگهداری شده توسط بانک مرکزی کشور مورد نظر به مقدار زیادی کاهش خواهد یافت. این بحران‌ها هزینه‌های زیادی را برای کشور محل وقوع بحران و حتی سایر کشورها به وجود می‌آورند، چرا که احتمال سرایت این بحران به سایر کشورها نیز وجود دارد. به همین علت، اگر چه تا اواخر دهه ۱۹۹۰، پژوهش‌های متعددی جهت یافتن توضیحاتی در خصوص عوامل مهم ایجاد این بحران‌ها، در قالب چهار نسل از مدل‌های نظری، صورت پذیرفت؛ اما، از سال‌های انتهایی قرن بیستم، بخش عمده‌ای از مطالعات به دنبال ایجاد سیستم‌هایی جهت هشدار زودهنگام وقوع این بحران‌ها بوده‌اند. انتظار بر این است که این سیستم‌ها در یک بازه زمانی مناسب وقوع بحران‌های ارزی را از روی علائمی که در اقتصاد ظاهر می‌شوند به صورت آشکار و بدون ابهام به سیاست‌گذاران اقتصادی و فعالین بخش خصوصی اخطار دهند تا فرصت کافی برای اجتناب از وقوع چنین بحران‌هایی فراهم شود. یک چنین سیستم‌هایی نظارت و آگاهی از شرایط مالی و اقتصادی را در هر کشوری بهبود می‌بخشند. در همین راستا، کامینسکی و همکاران[2] (۱۹۹۸) با استفاده از یک رویکرد علامت‌دهی[3] نسل اول یک چنین سیستم‌هایی را ارائه نموده و پس از آن، برگ و پاتیلو[4] (۱۹۹۹) با بکارگیری مدل‌هایی با متغیر وابسته گسسته (مدل‌های لاجیت و پروبیت[5]) نسل دوم این سیستم‌ها را معرفی نمودند. این تحقیقات، زمینه‌ساز انجام مطالعات فراوانی در زمینه طراحی سیستم‌های هشدار زودهنگام گردید که پیشرفت‌های قابل ملاحظه‌ای را در ادبیات مربوط به این سیستم‌ها به وجود آوردند. البته، با وجود مزایای متعدد، این رویکردها در مسیر هشدار زودهنگام یک بحران ارزی با مشکلات زیادی نیز مواجه بوده‌اند. به عنوان مثال، مقادیر آستانه وقوع بحران در این مطالعات به طور برون‌زا ثابت بوده و انتخاب آن‌ها به میزان زیادی به فروضی خاص و فاقد عمومیت وابسته است (ابراهیمی و توکلیان، ۱۳۹۱). همچنین، در صورت وقوع بحران‌های سخت‌تر و کاهش شدیدتر ارزش پول ملی در آینده، آستانه

1. Frankel & Rose (1996)
2. Kaminsky (1998)
3. Signaling Approach
4. Berg & Pattillo (1999)
5. Logit & Probit Models

تعیین‌کننده وقوع بحران متفاوت شده و بالاتر خواهد بود. در نتیجه، برخی از بحران‌های ملایم‌تر گذشته در طبقه‌بندی جدید از ذیل عنوان دوره بحران خارج خواهند شد. این بدان معنی است که بروز بحران‌های سخت‌تر در آینده، می‌تواند شناسایی دوره‌های بحران در گذشته را تحت تأثیر قرار دهد (اَبیاد[1]، ۲۰۰۳ و ابراهیمی و توکلیان، ۱۳۹۱). از طرف دیگر، بکارگیری مدل‌های لاجیت و پروبیت نیازمند یک قضاوت کارشناسی در مورد وقوع یا عدم وقوع بحران بوده و مستلزم تعیین زمان شروع و پایان بحران هستند (بیبِکی و همکاران[2]، ۲۰۱۳). علاوه بر این، وقتی که وقایع بحرانی خیلی کمی در نمونه مورد بررسی مشاهده می‌شود، مدل‌های با متغیر وابسته گسسته از فقدان تغییرپذیری متغیر وابسته رنج می‌برند (بیبِکی و همکاران، ۲۰۱۳). در نهایت، تبدیل متغیرها به متغیرهای مجازی بحران در این روش‌ها موجب از دست دادن برخی از اطلاعات مفید موجود در پویایی متغیرها خواهد شد (اَبیاد، ۲۰۰۳؛ ون دن برگ[3]، ۲۰۱۱؛ عرفانی، ۱۳۸۵ و ابراهیمی و توکلیان، ۱۳۹۱). در تلاش برای برطرف کردن بخش مهمی از این مشکلات که ناشی از تعیین برون‌زای وقوع بحران می‌باشد، استفاده از مدل‌های تغییر رژیم مارکوف[4] پیشنهاد شده است. این مدل‌ها با تعیین درون‌زای وقوع بحران‌ها، فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل نموده و احتمال وقوع بحران را به عنوان یک خروجی ارائه می‌دهند.

در این شرایط، با توجه به وقوع بحران‌های ارزی متعدد در سال‌های پس از انقلاب در ایران و تحمیل هزینه‌های سنگین این بحران‌ها بر اقتصاد کشور، در این تحقیق تلاش می‌گردد با بکارگیری داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵:۰۲-۱۳۶۷:۰۱، بر اساس شاخص‌های اقتصادی حاوی اطلاعات مفید در ارتباط با التهاب‌های ممکن در بازار ارز و با استفاده از رویکرد تغییر رژیم مارکوف، مدل مناسبی جهت هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران طراحی شود. به همین منظور و در ادامه، پس از ارائه مبانی نظری تحقیق و مطالعات انجام شده قبلی در این زمینه در قالب مروری بر ادبیات تحقیق، روش‌شناسی تحقیق به طور مفصل مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این بخش از تحقیق، ابتدا به معرفی اجزای سیستم هشدار زودهنگام طراحی شده پرداخته و سپس رویکرد تغییر رژیم مارکوف معرفی می‌گردد. در ادامه و جهت برآورد مدل، ابتدا از آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای تحقیق استفاده شده است و پس از آن، سیستم هشدار زودهنگام

1. Abiad (2003)
2. Babecký (2013)
3. Van Den Berg (2011)
4. Markov-Switching Models

مورد نظر، در دوره‌های آرامش و بحران، بر اساس رویکرد تغییر رژیم مارکوف برآورد می‌شود. در انتها، پس از انجام آزمون‌های تشخیصی، بررسی عملکرد پیش‌بینی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای این سیستم و مطالعه ویژگی‌های هر یک از دوره‌های آرامش و بحران، به بحث و نتیجه‌گیری در خصوص یافته‌های تحقیق پرداخته خواهد شد.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

همان‌طور که بیان گردید، بعد از مواجهه اقتصاد جهانی با بحران‌های مکرر پس از فروپاشی سیستم برتن‌وودز، تا اواخر دهه ۱۹۹۰، مطالعات متعددی، در قالب چهار نسل از مدل‌های نظری بحران‌های ارزی، جهت یافتن توضیحاتی در خصوص عوامل مهم ایجاد این بحران‌ها صورت پذیرفت (بیلسون[1]، ۱۹۷۹؛ کروگمن[2]، ۱۹۷۹، ۱۹۹۸ و ۱۹۹۹؛ فلاد و گاربر[3]، ۱۹۸۴؛ اُبستفلد[4]، ۱۹۹۴ و ۱۹۹۶؛ چانگ و ولاسکو[5]، ۱۹۹۸؛ کامینسکی و راینهارت[6]، ۱۹۹۹؛ لی و اینکلن[7]، ۲۰۰۱؛ شیماپلی و بروئر[8]، ۲۰۰۶ و سایرین). این مدل‌های نظری بحران‌های ارزی بر اساس مکانیزم‌های بنیادی ایجادکننده بحران و همچنین زمان ارائه آن‌ها به چهار نسل تقسیم می‌شوند. نسل اول این مدل‌ها، بر نقش عوامل بنیادی اقتصادی، سیاست‌های اقتصادی ناپایدار دولت و عدم تعادل‌های ساختاری در اقتصاد کشورها در توضیح بحران‌های ارزی تأکید دارند. نسل دوم این مدل‌ها که به مدل‌های خود محقق‌کننده[9] معروفند، هنگامی توسعه یافتند که بحران‌ها در کشورهایی با بنیان‌هایی سالم رخ دادند و بر نقش انتظارات و فعالیت‌های سوداگرانه در بروز این بحران‌ها تأکید داشتند. نسل سوم این مدل‌ها، در اواخر دهه ۱۹۹۰ و بعد از بروز بحران‌های ارزی آسیای شرقی ظهور یافتند و بر نقش بخش‌های بانکی و مالی و سرمایه‌گذاری‌های همراه با مخاطره اخلاقی در این بخش‌ها در بروز این بحران‌ها تأکید داشته و موضوع سرایت[10] بحران‌ها را مورد بحث قرار دادند. در نهایت، مدل‌های نسل چهارم، بر نقش عوامل و موقعیت‌هایی علاوه بر موارد فوق و بالاخص

1. Bilson (1979)
2. Krugman (1979, 1998, 1999)
3. Flood & Garber (1984)
4. Obstfeld (1994, 1996)
5. Chang & Velasco (1998)
6. Kaminsky & Reinhart (1999)
7. Li & Inclan (2001)
8. Shimpalee & Bruer (2006)
9. Self-Fulfilling Outcomes
10. Contagion

عوامل نهادی و شکست هماهنگی در وقوع بحران‌های ارزی توجه داشته‌اند. اما، از سال‌های انتهایی قرن بیستم، به دلیل هزینه‌های بالای وقوع چنین بحران‌هایی برای اقتصاد کشورها، مطالعات زیادی به دنبال ایجاد شاخص‌ها و سیستم‌هایی جهت هشدار زودهنگام وقوع این بحران‌ها بوده‌اند[۱] (کامینسکی و همکاران، ۱۹۹۸؛ برگ و پاتیلو، ۱۹۹۹؛ عزیز و همکاران[۲]، ۲۰۰۰؛ کارامازا و همکاران[۳]، ۲۰۰۰؛ باسیر و فراتچر[۴]، ۲۰۰۶؛ باسیر، ۲۰۰۷؛ آری[۵]، ۲۰۱۲؛ بیکی و همکاران، ۲۰۱۴؛ آری و سرگیبوزان[۶]، ۲۰۱۸ و سایرین). نسل اول سیستم‌های هشدار زودهنگام توسط کامینسکی و همکاران (۱۹۹۸) با استفاده از یک رویکرد علامت‌دهی ارائه شد. در این رویکرد، هنگامی که یک شاخص منتخب به حد آستانه مشخصی می‌رسد، وقوع بحران را علامت خواهد داد. البته، متدلوژی دهه ۱۹۹۰ به علت توانایی پایین در دادن علامت‌های صحیح در مورد وقوع بحران‌های آینده از اعتبار کافی برای انتقال به نسل دوم مدل‌های هشدار زودهنگام برخوردار نبود. به طور خاص، بسیاری از مطالعات پیشین نسبت‌های بسیار بالایی از اخلال در علامت‌دهی[۷] را در پیش‌بینی بحران‌های آینده گزارش دادند (برگ و پاتیلو، ۱۹۹۹). برگ و پاتیلو (۱۹۹۹) نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام را با استفاده از مدل‌هایی با متغیر وابسته گسسته (مدل‌های لاجیت و پروبیت) ارائه نمودند. در این مدل‌ها، احتمال وقوع بحران مورد بررسی قرار گرفته و در صورتی که احتمال به حد آستانه معینی برسد، اخطار وقوع بحران صادر می‌شود. این محققین نشان دادند که روش مورد استفاده آن‌ها از جنبه‌های مختلف نسبت به روش علامت‌دهی برتری دارد. این مطالعه، راه را برای تعداد زیادی از مطالعات تجربی در این زمینه هموار نمود (کومار و همکاران[۸]، ۲۰۰۳؛ فیوارتس و کالوتیچو[۹]، ۲۰۰۷؛ برگ و همکاران، ۲۰۰۸؛ فریدون[۱۰]، ۲۰۰۸؛ آری، ۲۰۱۲؛ کاملی[۱۱]، ۲۰۱۶؛

---

[۱]. البته، شناسایی عوامل ایجادکننده بحران‌های ارزی در قالب مدل‌های نظری بحران، به طور ضمنی، به طراحی سیستم‌های هشدار زودهنگام کمک نموده و شاخص‌هایی را برای تشکیل مدل‌های مورد استفاده در این سیستم‌ها پیشنهاد می‌کند.

2. Aziz (2000)
3. Caramazza (20000)
4. Bussiere & Fratzscher (2006)
5. Ari (2012)
6. Ari & Cergibozan (2018)
7. Noise- to- Signal
8. Kumar (2003)
9. Fuertes & Kalotychou (2007)
10. Feridun (2008)
11. Comelli (2016)

بونمن و همکاران[1]، ۲۰۱۷؛ الآصف[2]، ۲۰۱۷؛ آری و سرگیبوزان، ۲۰۱۸ و سایرین). همچنین، در تلاش برای بهبود عملکرد این مدل‌ها، باسیر و فراتچر (۲۰۰۶) نیز در طراحی سیستم هشدار زودهنگام از یک مدل لاجیت چندجمله‌ای استفاده کردند.

البته، همان طور که بیان شد، این رویکردها از مسائلی نظیر تعیین مقادیر آستانه وقوع بحران، قضاوت در مورد وقوع یا عدم وقوع بحران و تعیین زمان شروع و پایان بحران رنج می‌برند. در این شرایط، محققینی نظیر سِرا و ساکسنا[3] (۲۰۰۲)، مارتینز- پریا[4] (۲۰۰۲)، ابیآد (۲۰۰۳)، فراتچر (۲۰۰۳)، ماریانو و همکاران[5] (۲۰۰۳)، آریاس و اِرلندسون[6] (۲۰۰۴)، بوینِت و همکاران[7] (۲۰۰۵)، برونتی و همکاران[8] (۲۰۰۷)، فورد و همکاران[9] (۲۰۰۷)، سیپولینی و همکاران[10] (۲۰۰۸)، آری و سرگیبوزان (۲۰۱۸) و سایرین، برای برطرف کردن بخش مهمی از این مشکلات که ناشی از تعیین برون‌زای وقوع بحران می‌باشد، از مدل‌های تغییر رژیم مارکوف استفاده نمودند. همان طور که بیان گردید، این مدل‌ها با تعیین درون‌زای وقوع بحران‌ها، فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌نمایند.

در همین راستا، مطالعات معدودی نیز با استفاده از رویکرد تغییر رژیم مارکوف، به طراحی سیستم‌های هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران پرداختند. عرفانی (۱۳۸۵) با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۶۷ و بکارگیری الگوی تغییر رژیم مارکوف، به طراحی و برآورد یک سیستم هشدار پیش از وقوع بحران‌های ارزی در ایران پرداخت. این مطالعه از متغیر شاخص فشار بازار ارز به عنوان متغیر وابسته مدل و متغیرهای انحراف نرخ ارز واقعی از روند تعادلی، نرخ رشد نسبت $M2$ به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، نرخ رشد تولید واقعی، نسبت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به کل دارایی‌های آن، نرخ رشد سپرده‌های بانکی، نرخ رشد نسبت سپرده‌ها به $M2$ و نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به کل مطالبات بانک مرکزی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل (شاخص‌های پیشروی وقوع بحران) استفاده نمود. به اعتقاد این

1. Boonman (2017)
2. Al-Assaf (2017)
3. Cerra and Saxena (2002)
4. Martinez-Peria (2002)
5. Mariano (2003)
6. Arias and Erlandsson (2004)
7. Boinet (2005)
8. Brunetti (2007)
9. Ford (2007)
10. Cipollini (2008)

محقق، الگوی برآوردی در این تحقیق توانایی مناسبی در پیش‌بینی به موقع بحران‌های ارزی در ایران دارد. بر اساس نتایج این تحقیق، دوره‌های زمانی ۱۳۷۴:۰۱-۱۳۷۲:۰۲، ۱۳۷۴:۰۴، ۱۳۷۵:۰۳، ۱۳۷۶:۰۴-۱۳۷۸:۰۲، ۱۳۸۰:۰۱-۱۳۸۰:۰۲، ۱۳۸۰:۰۴ و ۱۳۸۲:۰۲ به عنوان نقاط بحرانی شاخص فشار بازار ارز در ایران شناسایی شده‌اند. همچنین، در این تحقیق، احتمال ماندن در وضعیت آرامش، احتمال انتقال از وضعیت آرامش به وضعیت بحرانی، احتمال ماندن در وضعیت بحرانی و احتمال انتقال از وضعیت بحرانی به وضعیت آرامش به ترتیب برابر با ۰/۷۳، ۰/۲۷، ۰/۱۳ و ۰/۸۷ برآورد گردید. علاوه بر این، با توجه به نتایج به دست آمده، از بین متغیرهای توضیحی مدل مورد استفاده در این تحقیق، متغیر نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به کل مطالبات بانک مرکزی مهمترین متغیر مؤثر بر بحران ارزی یا تشدیدکننده آن بوده است. ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱) با استفاده از یک مدل مارکوف- سوئیچینگ با ماتریس احتمال گذار متغیر و با بهره‌گیری از شاخص‌های هشدار دهنده، تلاش نمودند تا ضمن طراحی یک سامانه هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران، دوره‌های وقوع یک چنین بحران‌هایی در اقتصاد ایران را در دوره زمانی ۱۳۶۷-۱۳۸۹ شناسایی نمایند. این مطالعه، با استفاده از رویکرد عام به خاص، از بین ۱۹ شاخص هشدار معرفی شده برای شناسایی و پیش‌بینی بحران ارزی، شاخص‌های نرخ رشد *GDP* حقیقی، نسبت کسری بودجه به *GDP*، انحراف لگاریتم نرخ ارز مؤثر حقیقی از روند آن، نسبت کسری حساب جاری به *GDP*، رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و نسبت تغییر در *M2* به تغییر در ذخایر ارزی بانک مرکزی را به عنوان شاخص‌های اصلی هشدار دهنده این بحران انتخاب نمودند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که مدل طراحی شده در دوره‌های زمانی نیمه دوم ۱۳۶۷ و نه ماهه اول ۱۳۶۸، سه ماهه اول ۱۳۶۹، نیمه دوم ۱۳۷۲، سال ۱۳۷۳، نیمه اول ۱۳۷۴، سه ماهه سوم ۱۳۷۵ و سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸، وقوع بحران ارزی را هشدار داده است. مطهری و همکاران (۱۳۹۴) نیز با بکارگیری رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ و استفاده از داده‌های روزانه مربوط به بازه زمانی بیست و پنجم اردیبهشت سال ۱۳۸۵ تا بیست و یکم تیرماه سال ۱۳۹۴ به ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات ارزی در بازار ارز ایران پرداختند. بر اساس نتایج این تحقیق، از اواخر سال ۱۳۹۰ و سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ به دلیل تشدید تحریم‌های اقتصادی بازار ارز دچار نوسانات شدیدی شده است به طوری که احتمال قرار گرفتن در رژیم نوسانات شدید ارزی به میزان بسیار زیادی افزایش یافته است. همچنین، نتایج این تحقیق نشان داد که احتمال ماندن در رژیم پرنوسان ارزی، احتمال انتقال از رژیم پرنوسان به رژیم کم‌نوسان ارزی، احتمال

انتقال از رژیم کم‌نوسان به رژیم پرنوسان ارزی و احتمال ماندن در رژیم کم‌نوسان ارزی به ترتیب برابر با ۰/۱۴، ۰/۰۳، ۰/۸۶ و ۰/۹۷ می‌باشد.

البته، اگر چه مطالعات فوق در مورد اقتصاد ایران، گام‌های مهمی در طراحی سیستم‌های هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در کشور برداشته‌اند، اما در نحوه طراحی این سیستم دچار کاستی‌هایی نیز بوده‌اند. به عنوان مثال، مطهری و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه خود از یک سری زمانی تک متغیره (نرخ ارز بازار غیر رسمی) در رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ استفاده نمودند که عمدتاً برای شناسایی بحران‌های ارزی به وقوع پیوسته و آتی به کار گرفته می‌شود. بنابراین، این مطالعه به دلیل عدم استفاده از شاخص‌های پیشروی وقوع بحران، هیچ یافته‌ای در مورد عوامل مؤثر بر ایجاد و یا تشدید یک بحران ارزی در اقتصاد ایران در بر نداشته است. البته، اگر چه عرفانی (۱۳۸۵) و ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱) در طراحی سیستم هشدار زودهنگام خود با بکارگیری رویکرد تغییر رژیم مارکوف با واریانس ثابت، از شاخص‌های پیشروی وقوع بحران استفاده نمودند، اما این شاخص‌ها را به طور کلی در مدل به کار گرفته و اثرات مربوط به آن‌ها در هر یک از دوره‌های آرامش و بحران را به تفکیک استخراج نکرده‌اند. جدول ۱، خلاصه‌ای از این مطالعات انجام گرفته در ایران و کاستی‌های موجود در آن‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۱: سیستم‌های هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی طراحی شده در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تغییر رژیم مارکوف

مطالعه	خلاصه نتایج	کاستی‌ها
عرفانی (۱۳۸۵)	دوره‌های زمانی ۱۳۷۴:۰۱-۱۳۷۲:۰۲، ۱۳۷۴:۰۴، ۱۳۷۵:۰۳، ۱۳۷۸:۰۲-۱۳۷۶:۰۴، ۱۳۸۰:۰۲-۱۳۸۰:۰۱، ۱۳۸۰:۰۴ و ۱۳۸۲:۰۲ به عنوان نقاط بحرانی شاخص فشار بازار ارز در ایران شناسایی شده‌اند.	اگر چه در طراحی سیستم هشدار زودهنگام خود با بکارگیری رویکرد تغییر رژیم مارکوف با واریانس ثابت، از شاخص‌های پیشروی وقوع بحران استفاده نمودند، اما این شاخص‌ها را به طور کلی در مدل به کار گرفته و اثرات مربوط به آن‌ها در هر یک از دوره‌های آرامش و بحران را به تفکیک استخراج نکرده‌اند.
ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)	مدل طراحی شده در دوره‌های زمانی نیمه دوم ۱۳۶۷ و نه ماهه اول ۱۳۶۸، سه ماهه اول ۱۳۶۹، نیمه دوم ۱۳۷۲، سال ۱۳۷۳، نیمه اول ۱۳۷۴، سه ماهه سوم ۱۳۷۵ و سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸، وقوع بحران ارزی را هشدار داده است.	
مطهری و همکاران (۱۳۹۴)	از اواخر سال ۱۳۹۰ و سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ به دلیل تشدید تحریم‌های اقتصادی بازار ارز دچار نوسانات شدیدی شده است به طوری که احتمال قرار گرفتن در رژیم نوسانات شدید ارزی به میزان بسیار زیادی افزایش یافته است.	این مطالعه به دلیل عدم استفاده از شاخص‌های پیشروی وقوع بحران، هیچ یافته‌ای در مورد عوامل مؤثر بر ایجاد و یا تشدید یک بحران ارزی در اقتصاد ایران در بر نداشته است.

منبع: نگارندگان

در این شرایط و با توجه به اهمیت تفکیک عوامل مؤثر بر ایجاد یک بحران ارزی از عوامل تشدیدکننده یک بحران، مطالعه حاضر در نظر دارد با بکارگیری رویکرد تغییر رژیم مارکوف، ضمن طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران و شناسایی درون‌زای بحران‌های به وقوع پیوسته در دوره مورد بررسی و پیش‌بینی بحران‌های آتی در قالب همین سیستم و به پیروی از آری و سِرگیوزان (۲۰۱۸) عوامل مؤثر بر ایجاد و تشدید این بحران‌ها را به طور جداگانه در دوره‌های آرامش و بحران شناسایی نماید.

۳- روش‌شناسی تحقیق

۳-۱- مدل، متغیرها و ابزار تحقیق

هدف سیستم‌های هشدار زودهنگام، پیش‌بینی بحران‌هاست. یعنی دوره‌های بحران، آغاز بحران‌ها و یا حتی در صورت امکان طول مدت آن‌ها. یکی از روش‌های طراحی یک چنین سیستمی، استفاده از مدلی است که شاخص‌های پیشروی وقوع بحران را با استفاده از یک رابطه تابعی به یک متغیر وابسته پیوسته نشان دهنده وضعیت بازار ارز مرتبط می‌نماید. در این تحقیق، جهت برقراری یک چنین ارتباطی از رویکرد تغییر رژیم مارکوف استفاده می‌شود. با استفاده از این رویکرد، می‌توان با طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام، بحران‌های به وقوع پیوسته گذشته را به صورت درون‌زا شناسایی کرد، به پیش‌بینی بحران‌های آتی پرداخت و علاوه بر همه این‌ها، در قالب این مدل عوامل مؤثر بر ایجاد و تشدید این بحران‌ها را به طور جداگانه در دوره‌های آرامش و بحران شناسایی نمود. در این شرایط، جهت تصریح مدل هشدار زودهنگام مورد نظر این تحقیق، سه عنصر مورد استفاده در این مدل یعنی متغیر وابسته مدل، شاخص‌های پیشروی وقوع بحران و رویکرد تغییر رژیم مارکوف تبیین می‌شود:

- **متغیر وابسته:** در طراحی مدل‌های هشدار زودهنگام بحران با استفاده از رویکرد تغییر رژیم مارکوف می‌بایست از یک متغیر وابسته پیوسته که نشان دهنده وضعیت بازار ارز کشور است استفاده نمود. در ادبیات مربوط به این موضوع، از متغیرهای مختلفی از قبیل نرخ ارز بازار آزاد، شاخص فشار بازار ارز، درصد تغییر در نرخ ارز بازار آزاد و ... برای این منظور استفاده شده است. در این میان، باید توجه داشت که استفاده از شاخص فشار بازار ارز به عنوان متغیر وابسته پیوسته در یک مدل تغییر رژیم مارکوف از مزیت عمده‌ای برخوردار است، چرا که این شاخص تعریف وسیع‌تری را از بحران ارزی ارائه می‌کند که شامل حملات سوداگرانه ناموفق نیز می‌شود. در این

حالت، مدل طراحی شده می‌تواند نشان دهنده بحران‌های ارزی به وقوع پیوسته، بحران‌های سرکوب شده و عوامل ایجاد کننده همه آن‌ها باشد. یک چنین مدلی هزینه‌های وارد بر اقتصاد در صورت جلوگیری از وقوع بحران‌های ارزی را به رسمیت شناخته و با شناسایی عوامل ایجاد کننده یک چنین بحران‌هایی قادر به ارائه هشدارهایی دقیق‌تر خواهد بود. به همین جهت، در این تحقیق، از شاخص فشار بازار ارز به عنوان متغیر وابسته مدل استفاده می‌شود. شاخص فشار بازار ارز، یک میانگین وزنی از تغییرات نرخ ارز، از دست رفتن ذخایر ارزی کشور و تغییرات نرخ بهره است (ایخنگرین و همکاران[1]، ۱۹۹۵). در این مطالعه، شاخص فشار بازار ارز (MPI) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$MPI_t = \frac{1}{cv_{ER}}\left(\frac{ER_t - ER_{t-1}}{ER_{t-1}}\right) - \frac{1}{cv_{IR}}\left(\frac{IR_t - IR_{t-1}}{IR_{t-1}}\right) + \frac{1}{cv_r}(r_t - r_{t-1}) \qquad (۱)$$

که در آن، ER نرخ ارز بازار، IR میزان ذخایر بین‌المللی کشور و r نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی بوده و cv_{ER}، cv_{IR} و cv_r به ترتیب ضریب تغییرات نرخ ارز بازار، ذخایر بین‌المللی کشور و نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی در دوره زمانی مورد بررسی هستند.

- انتخاب مجموعه‌ای از شاخص‌های پیشروی وقوع بحران به عنوان متغیرهای توضیحی مدل. انتخاب این متغیرها بخش مهمی از مدل مد نظر تحقیق را تشکیل می‌دهد. شاخص‌های پیشرو متغیرهایی هستند که تغییرات در آن‌ها می‌تواند هشداری بر وقوع بحران در آینده باشد. این شاخص‌ها شامل طیف وسیعی از متغیرهای اقتصاد کلان و متغیرهای مالی می‌باشند که وضعیت اقتصاد را در بخش‌های حقیقی، پولی و بخش خارجی نشان داده و بر پایه این برداشت استوارند که قبل از وقوع هر بحران ارزی در اقتصاد، برخی از متغیرها شروع به حرکت‌های نامعمول می‌کنند که از روی حرکت این متغیرها با احتمال مشخصی می‌توان وقوع بحران را پیش‌بینی کرد[2]. در ادبیات بحران، سه رویکرد برای تعیین شاخص‌های پیشروی وقوع بحران وجود دارد. در رویکرد اول، ادبیات تئوریک را برای شناسایی این شاخص‌ها مورد بررسی قرار می‌دهند

[1]. Eichengreen (1995)

[2]. البته، باید توجه داشت که اگر چه به خاطر ماهیت اقتصادی این شاخص‌ها، می‌توان آن‌ها را به عنوان عوامل اثرگذار بر تغییرات نرخ ارز و به تبع آن وقوع بحران‌های ارزی و تشدید آن‌ها هم به حساب آورد اما کارکرد اصلی این متغیرها، ارائه هشدار قبل از وقوع یک بحران ارزی می‌باشد.

(کامینسکی و همکاران، ۱۹۹۸؛ کامینسکی و راینهارت، ۱۹۹۹ و سایرین). در رویکرد دوم و بالاخص در سال‌های اخیر، برای شناسایی این شاخص‌ها به بررسی دقیق و سیستماتیک مطالعات منتشر شده قبلی در این زمینه می‌پردازند (رز و اسپیگل[1]، ۲۰۱۱؛ فرانکل و ساراولوس[2]، ۲۰۱۲ و سایرین). و در رویکرد سوم، برخی از مطالعات، همه متغیرهای در دسترس در یک پایگاه داده‌ای و تبدیلات گوناگون بین آن‌ها را برای تعیین این شاخص‌ها مد نظر قرار می‌دهند. البته، همه این رویکردها در معرض از دست دادن برخی از شاخص‌های مهم بالقوه در این زمینه هستند. در این مقاله، از ترکیبی از رویکردهای اول و دوم پیروی شده و با بررسی مدل‌های نظری توضیح دهنده چگونگی ایجاد بحران‌های ارزی و نیز مطالعه سیستماتیک ادبیات تجربی موجود در خصوص این بحران‌ها و متناسب با شرایط اقتصاد ایران، شاخص‌های پیشروی وقوع بحران‌های ارزی انتخاب شدند. در این شرایط، مجموعه شاخص‌های استفاده شده در این تحقیق، منبع مورد استناد برای بکارگیری این شاخص‌ها و علامت‌های انتظاری آن‌ها در مدل طراحی شده را می‌توان در جدول ۲ مشاهده نمود. البته، جهت طراحی دقیق‌تر مدل هشدار زودهنگام مورد بررسی و بر اساس ادبیات موجود در این زمینه، شاخص‌های پیشروی بیشتری نظیر نسبت مخارج جاری دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت ذخایر بانکی به دارایی‌های بانکی، نرخ رشد صادرات، نرخ رشد واردات، نسبت حساب جاری به تولید ناخالص داخلی و ... نیز برای سهیم بودن در مدل مورد بررسی در تحقیق حاضر مورد بررسی قرار گرفتند که به دلیل آن که کمکی به تبیین بهتر این مدل‌ها نکرده و یا بعضاً متغیرهایی نسبتاً مشابه با آن‌ها در مدل‌های مورد نظر وجود داشت، از تجزیه و تحلیل نهایی کنار گذاشته شدند[3]. اطلاعات مربوط به این متغیرها (و سایر متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق) از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ج.ا.ا.، نماگرهای آماری منتشر شده توسط این نهاد و منابع آماری منتشر شده توسط مرکز آمار ایران استخراج شده‌اند.

همان‌طور که از جدول ۲ مشاهده می‌شود، هر یک از این شاخص‌ها، علاوه بر این‌که در مطالعات تجربی پیشین مورد استفاده قرار گرفته‌اند، از یک یا چند مورد از نسل‌های مدل‌های نظری توضیح‌دهنده عوامل ایجادکننده بحران‌های ارزی نیز اقتباس شده‌اند. این امر بیان‌گر آن است که

---

[1]. Rose & Spiegel (2001)

[2]. Frankel & Saravelos (2012)

[3]. در حقیقت، با وجود این‌که یک چنین متغیرهایی، از لحاظ نظری، قدرت هشداردهی زودهنگام وقوع سقوط ارزش پول ملی را دارند ولی شرایط خاص اقتصادی یک کشور می‌تواند قابلیت انتقال اطلاعات آن‌ها را تنزل داده و آن‌ها را از زمره شاخص‌های هشدار زودهنگام مناسب خارج نماید (ابراهیمی و توکلیان، ۱۳۹۱).

سیستم هشدار زودهنگام طراحی شده با استفاده از این شاخص‌ها، عوامل ایجادکننده و اثرگذار بر وقوع (و یا تشدید) بحران‌های ارزی را نیز به طور ضمنی مورد بررسی قرار می‌دهد.

جدول ۲: شاخص‌های پیشروی وقوع بحران به عنوان متغیرهای توضیحی مدل

متغیرها و علامت اختصاری	منبع	علامت انتظاری
رشد تولید صنعتی (*gind*)	**نسل دوم مدل‌های نظری بحران‌های ارزی؛** کامینسکی و همکاران (۱۹۹۸)، برگ و پاتیلو (۱۹۹۹)، ادیسون (۲۰۰۳)، فریدون (۲۰۰۸)، بِیکی و همکاران (۲۰۱۲)، آری (۲۰۱۲)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۶)	+ / −
رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (*ggdp*)	**نسل دوم مدل‌های نظری بحران‌های ارزی؛** اَبیاد (۲۰۰۳)، عرفانی (۱۳۸۵)، صیادنیا طیبی و همکاران (۱۳۸۹)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۶)	−
رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت (*goilr*)	**نسل اول و دوم مدل‌های نظری بحران‌های ارزی؛** اَبیاد (۲۰۰۳)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۶)	−
نسبت درآمد ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (*oilrir*)	**نسل اول و دوم مدل‌های نظری بحران‌های ارزی؛** ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۶)	−
نرخ تورم (*inf*)	**نسل اول و دوم مدل‌های نظری بحران‌های ارزی؛** آری (۲۰۱۲)، بیبکی و همکاران (۲۰۱۴)، آری و سرگیبوزان (۲۰۱۸)، صیادنیا طیبی و همکاران (۱۳۸۹)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصراللهی و همکاران(۱۳۹۶)	+
نسبت دارایی‌های خارجی به بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (*irid*)	**نسل دوم و سوم مدل‌های نظری بحران‌های ارزی؛** فرانکل و رز (۱۹۹۶)، برگ و پاتیلو (۱۹۹۹)، فریدون (۲۰۰۸)، آری و سرگیبوزان (۲۰۱۸)، صیادنیا طیبی و همکاران (۱۳۸۹)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۶)	−
نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (*m2ir*)	**نسل اول و سوم مدل‌های نظری بحران‌های ارزی؛** فرانکل و رز (۱۹۹۶)، برگ و پاتیلو (۱۹۹۹)، ادیسون[1] (۲۰۰۳)، اَبیاد (۲۰۰۳)، فورد و همکاران (۲۰۰۷)، آری (۲۰۱۲)، آری و سرگیبوزان (۲۰۱۸)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۶)	+
رشد اعتبارات داخلی بانک مرکزی (*gdc*)	**نسل سوم مدل‌های نظری بحران‌های ارزی؛** کامینسکی و همکاران (۱۹۹۸)، برگ و پاتیلو (۱۹۹۹)، ادیسون (۲۰۰۳)، اَبیاد (۲۰۰۳)، فریدون (۲۰۰۸)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۶)	+
نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی واقعی (*bdgdp*)	**نسل اول مدل‌های نظری بحران‌های ارزی؛** آری (۲۰۱۲)، آری و سرگیبوزان (۲۰۱۸)، ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱)، نصراللهی و همکاران (۱۳۹۶)	+

منبع: نگارندگان

رویکرد تغییر رژیم مارکوف: این‌که چگونه می‌توان از روی حرکت شاخص‌های پیشرو و تغیرات متغیر وابسته مدل، وقوع بحران را پیش‌بینی کرد، نیازمند بکارگیری یک متدولوژی آماری برای ایجاد هشدار بحران‌ها است که بخش مهمی از سامانه‌های هشدار زودهنگام را تشکیل می‌دهد. یکی از رویکردهای مطرح در این زمینه، روش تغییر رژیم مارکوف می‌باشد. مدل‌های تغییر رژیم برای اولین بار توسط کوانت[2] (۱۹۷۲) و گلدفلد و کوانت[1] (۱۹۷۳) معرفی شده و سپس

1. Edison (2003)
2. Quandt (1972)

توسط همیلتون[۲] (۱۹۸۹) برای استخراج ادوار تجاری توسعه داده شدند. در مدل تغییر رژیم معرفی شده توسط کوانت (۱۹۷۲) مکانیسم‌های انتقال از یکدیگر مستقل هستند، در حالی که در مدل ارائه شده توسط گلدفلد و کوانت (۱۹۷۳) و همیلتون (۱۹۸۹) انتقال‌ها توسط زنجیره مرتبه اول مارکوف تحت پوشش قرار می‌گیرند. به همین علت، این مدل‌ها به عنوان مدل‌های تغییر رژیم مارکوف شناخته شده‌اند. در این مدل‌ها، رفتار یک متغیر در رژیم‌ها و وضعیت‌های مختلف متفاوت است و انتقال در رژیم‌ها قابل مشاهده نیست. بنابراین، با استفاده از یک چنین مدلی می‌توان رفتار متغیر مورد نظر را طی دوره‌های زمانی متفاوت مورد بررسی قرار داد. در رویکرد تغییر رژیم مارکوف، سیستم هشدار زودهنگام از دو بخش تشکیل می‌شود: (الف) یک زنجیره مارکوف مرتبه اول از یک متغیر وضعیت تصادفی گسسته (S_t) که غیر قابل مشاهده و درون‌زا بوده و در مدل‌های هشدار زودهنگام بحران دربرگیرنده دو وضعیت است. وضعیت صفر که نشان‌دهنده وضعیت بحرانی است و وضعیت یک که نشان دهنده حالت عادی می‌باشد. باید توجه داشت که هر چند متغیر وضعیت S_t به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، اما در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر کرده و رفتار متغیر وابسته به این متغیر بستگی خواهد داشت. (ب) یک مدل سری زمانی تغییر رژیم مارکوف برای متغیر وابسته مورد نظر تحقیق.

در این تحقیق از مدلی استفاده می‌گردد که علاوه بر عرض از مبدأ و واریانس جزء اخلال مدل، ضرایب شیب مدل نیز وابسته به متغیر وضعیت غیر قابل مشاهده S_t بوده و در طول زمان دچار تغییر رژیم می‌شوند. در این شرایط، مدل مورد نظر تحقیق را می‌توان به صورت رابطه ۲ نشان داد:

$$
\begin{aligned}
&MPI_t = X_t\beta_{s_t} + e_t;\ t = 1,\ldots,T \\
&e_t \approx N(0, \sigma^2_{s_t}) \\
&\beta_{s_t} = \beta_0(1-s_t) + \beta_1 s_t \\
&\sigma^2_{s_t} = \sigma^2_0(1-s_t) + \sigma^2_1 s_t \\
&s_t = 0 \ \ or \ \ 1
\end{aligned}
\qquad (۲)
$$

که در آن، MPI، درصد تغییر فصلی در نرخ ارز بازار آزاد و متغیر وابسته مدل می‌باشد. X، نیز شامل شاخص‌های پیشروی وقوع بحران ارزی و متغیرهای وابسته تأخیری است. علاوه بر این، β، نشان‌دهنده پارامترهای مدل، e، جزء اخلال مدل و σ^2 واریانس جزء اخلال بوده و t بیانگر

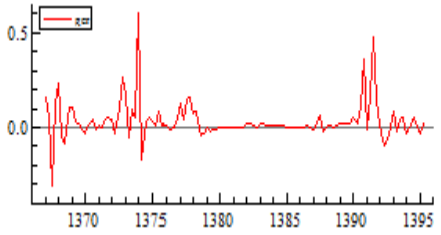
[1]. Goldfeld & Quandt (1973)
[2]. Hamilton (1989)

زمان است. در این شرایط، تحت رژیم یک، β_1 و σ_1^2 به ترتیب پارامترها و واریانس خطاهای مدل در این رژیم بوده و تحت رژیم صفر، پارامترها و واریانس خطاهای مدل عبارتند از: β_0 و σ_0^2. همچنین، اگرچه به دلیل غیر قابل مشاهده بودن متغیر وضعیت s_t نمی‌توان به طور دقیق رژیم رخ داده در زمان t را تعیین کرد اما می‌توان با استفاده از ماتریس احتمال انتقالات، احتمال مربوط به قرار گرفتن در هر رژیم و احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را به دست آورد. در این تحقیق فرض می‌شود که شاخص‌های هشدار زودهنگام می‌توانند هر یک از احتمالات انتقال را در این ماتریس تحت تأثیر قرار دهند و بنابراین، این احتمالات وابسته به زمان هستند. در این شرایط، برای تخمین مدل تغییر رژیم مارکوف از تابع احتمال مشترک بین وقوع MPI_t و s_tها استفاده شده و بر اساس خاصیت توابع حداکثر راستنمایی ML، به منظور حداکثر کردن احتمال رخداد نمونه مورد بررسی در جامعه آماری، احتمال وقوع مشترک کمیت‌های تصادفی در نمونه حداکثر می‌شود. بدین ترتیب، با توجه به تابع احتمال مشترک، از روش حداکثر راستنمایی برای برآورد تمامی کمیت‌های تصادفی این مدل استفاده می‌گردد. البته، همه این موارد در صورتی برای طراحی سیستم هشدار زودهنگام مورد نظر تحقیق مناسب خواهد بود که الگوی داده‌های مورد بررسی غیر خطی باشد. همچنین، جملات اخلال این مدل می‌بایست نرمال بوده و فاقد خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس باشند.

۳-۲- مروری بر روند برخی از مهمترین متغیرهای تحقیق

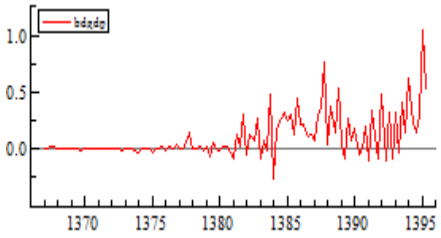
پیش از برآورد مدل پیشنهادی و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق، مروری خلاصه بر روند تغییرات نرخ ارز و شاخص فشار بازار ارز و همچنین، برخی از مهمترین متغیرهای اثرگذار بر وقوع و تشدید بحران‌های ارزی در ایران می‌تواند زمینه تجزیه و تحلیل مناسب‌تر یافته‌های به دست آمده از این تحقیق را فراهم سازد. در واقع، بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی مورد اشاره در قسمت‌های قبلی و همچنین، بررسی روند حرکت متغیرهای مختلف، به نظر می‌رسد حرکات و نوسانات در چهار متغیر نسبت کسری بودجه به GDP واقعی، نرخ تورم، نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و رشد اعتبارات داخلی بانک مرکزی بیش از همه در ایجاد و تشدید این نوسانات و فشارها در بازار ارز ایران اثرگذار بوده‌اند. به همین جهت، به منظور مشاهده روابط موجود در این زمینه، روند تغییرات متغیرهای رشد نرخ ارز بازار آزاد، شاخص فشار بازار ارز و این چهار متغیر طی دوره زمانی مورد بررسی در نمودارهای ۱ تا ۶ آورده شده‌اند.

همان‌گونه که از نمودارهای ۱ و ۲ قابل مشاهده است، در سال‌های انتهایی دهه ۱۳۶۰، سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۷۰ و سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۹۰، بازار ارز ایران متحمل نوسانات و فشارهای قابل ملاحظه‌ای گردیده است. البته، همان‌طور که در نمودارهای ۳، ۴، ۵ و ۶ مشاهده می‌شود، این نوسانات و فشارها در بازار ارز به مقدار قابل توجهی با نوسانات نرخ تورم در سال‌های مورد اشاره در فوق؛ نوسانات و رشد نسبت کسری بودجه به GDP واقعی در سال‌های انتهایی دهه ۱۳۸۰ و سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۹۰؛ افزایش در نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۷۰، سال‌های انتهایی دهه ۱۳۸۰ و سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۹۰ و علاوه بر همه این‌ها، نوسانات رشد اعتبارات داخلی بانک مرکزی بالاخص در سال‌های ابتدایی دو دهه ۱۳۷۰ و ۱۳۹۰ در ارتباط می‌باشند. در این شرایط، به نظر می‌رسد که برآورد مدل پیشنهادی تحقیق، قادر به شناسایی مناسب بحران‌های ارزی در ایران بوده و در این صورت، عملکرد مناسبی در پیش‌بینی این بحران‌ها داشته باشد.

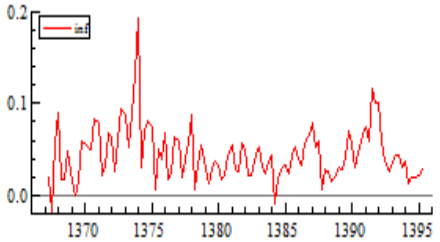


نمودار ۱: روند متغیر رشد نرخ ارز بازار آزاد در ایران

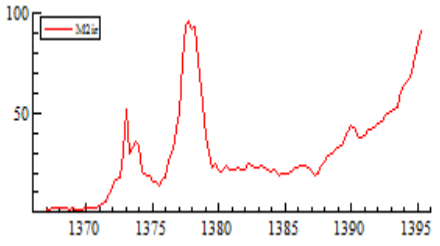
نمودار ۲: روند شاخص فشار بازار ارز در ایران



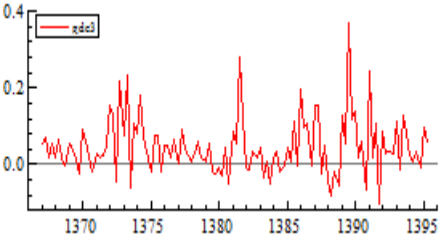
نمودار ۳: روند متغیر نسبت کسری بودجه به *GDP* واقعی در ایران



نمودار ۴: روند متغیر نرخ تورم در ایران



نمودار ۵: روند متغیر نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در ایران



نمودار ۶: روند متغیر رشد اعتبارات داخلی بانک مرکزی در ایران

منبع: نگارندگان

۴- یافته‌های تحقیق

گام اول در استفاده از سری زمانی متغیرهای این تحقیق جهت طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در رویکرد تغییر رژیم مارکوف، تعیین درجه انباشتگی (تعداد ریشه‌های واحد) این متغیرها برای اطمینان از عدم وقوع رگرسیون جعلی می‌باشد. به همین منظور، در این تحقیق برای تعیین درجه انباشتگی متغیرهای تحقیق از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته[۱] (۱۹۸۱)، زیوت و اندروز[۲] (۱۹۹۲) با لحاظ یک شکست ساختاری درون‌زا و لی و استرازیسیچ[۳] (۲۰۰۳) با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا استفاده می‌شود. همچنین، به دلیل استفاده از داده‌های فصلی متغیرهای معرفی شده و با وجود تعدیل فصلی این متغیرها[۴]، به منظور اطمینان از عدم وجود ریشه‌های واحد فصلی (در تناوب‌های دو و چهار فصلی) از رویکرد هگی[۵] (۱۹۹۰) استفاده می‌گردد. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول ۳ ارائه شده است.

همان طور که از جدول ۳ مشاهده می‌شود، متغیرهای MPI، ggdp، goilr، inf، irid و gdc با توجه به همه آزمون‌های ارائه شده I(۰) هستند. البته، اگر چه دو متغیر m2ir و bdgdp بر اساس آزمون برخی از آزمون‌ها، I(۰) نیستند اما پس از در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری احتمالی در این متغیرها در فرآیند آزمون، I(۰) بودن آن‌ها نیز مورد تأیید قرار گرفت. علاوه بر این، با توجه به

---

[1]. Augmented Dickey- Fuller (ADF) (1981)
[2]. Zivot & Andrews (ZA) (1992)
[3]. Lee & Strazicich (LS) (2003)
[۴]. با توجه به تمایل این تحقیق در بررسی روابط بین اجزاء اساسی روند متغیرهای مورد مطالعه، تمام متغیرهای مورد نظر این تحقیق به منظور حذف تغییرات فصلی ادواری و استخراج جزء اساسی روند این سری‌ها، با روش X-۱۱ تعدیل فصلی شده‌اند.
[5]. HEGY (Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. & Yoo, B. S) (1990)

جدول ۳: آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای تحقیق

متغیر	سطح آزمون	ADF	ZA	LS	HEGY		
					F0	F2	F4
شاخص فشار بازار ارز (*MPI*)	سطح	-۴/۸۶*	-۶/۲۴*	-۷/۵۸*	-۴/۷۲*	-۴/۳۳*	۱۳/۶۳*
	تفاضل مرتبه اول	-۹/۸۹*	-۱۰/۲*	-۱۱/۸*	-۷/۲۶*	-۳/۹۹*	۲۲/۴۷*
رشد تولید صنعتی (*gind*)	سطح	-۱۱/۸*	-۱۲/۲*	-۱۱/۴*	-۵/۱۲*	-۶/۰۲*	۳۴/۵۷*
	تفاضل مرتبه اول	-۱۴/۸*	-۷/۷۸*†	-۱۴/۷*	-۴/۵۲*	-۳/۴۲**	۱۷/۰۰*
رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (*ggdp*)	سطح	-۴/۶۴*	-۵/۵**	-۶/۸۵*	-۳/۶**	-۵/۹۵*	۲۱/۵۹*
	تفاضل مرتبه اول	-۱۹/۷۸*	-۹/۱۱*	-۱۲/۲*	-۴/۳**	-۳/۴**	۹/۱۴۵*
رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت (*goilr*)	سطح	-۱۱/۹۱*	-۵/۵**	-۱۶/۲*	-۴/۱**	-۵/۹۰*	۳۹/۱۰*
	تفاضل مرتبه اول	-۱۶/۱۰*	-۱۱/۲*	-۱۰/۱*	-۷/۲۱*	-۴/۹۸*	۲۷/۱۷*
نسبت درآمدهای ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (*oilrir*)	سطح	-۶/۱۵*	-۸/۱۳*	-۶/۰۴*	-۳/۵**	-۶/۲۴*	۳۷/۴۶*
	تفاضل مرتبه اول	-۱۰/۸۸*	-۹/۲۱*	-۸/۸۰*	-۷/۹۸*	-۶/۶۱*	۳۷/۵۸*
نرخ تورم (*inf*)	سطح	-۴/۸۷*	-۵/۵**	-۶/۳۰*	-۳/۸**	-۶/۵۵*	۵۵/۱۸*
	تفاضل مرتبه اول	-۱۴/۵۷*	-۷/۶۵*	-۷/۸۰*	-۶/۳۲*	-۴/۲۲*	۴۳/۰۷*
نسبت دارایی‌های خارجی به بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (*irid*)	سطح	-۲/۳**†	-۵/۷۱*	-۵/۵**	-۳/۷**	-۳/۸۶*	۲۵/۹۲*
	تفاضل مرتبه اول	-۴/۶۵*	-۵/۸۲*	-۷/۵۹*	-۳/۸**	-۳/۷۸*	۲۹/۷۷*
نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (*m2ir*)	سطح	-۲/۹۳	-۵/۰**	-۶/۱۷*	-۱/۸۵	-۳/۸۰*	۳۱/۹۵*
	تفاضل مرتبه اول	-۶/۲۷*	-۶/۸۷*	-۷/۴۰*	-۵/۲۲*	-۳/۷**	۳۶/۴۵*
رشد اعتبارات داخلی بانک مرکزی (*gdc*)	سطح	-۸/۲۴*	-۶/۱۹*	-۷/۱۰*	-۵/۳۹*	-۵/۰۰*	۴۸/۱۰*
	تفاضل مرتبه اول	-۱۸/۲۲*	-۸/۳۷*	-۱۰/۱*	-۵/۳۲*	-۴/۸۴*	۲۴/۱۳*
نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی واقعی (*bdgdp*)	سطح	-۳/۶۴**	-۵/۰۶	-۶/۴۸*	-۱/۴۰	-۶/۲۴*	۳۲/۲۳*
	تفاضل مرتبه اول	-۷/۸۸*	-۹/۷۹*	-۱۳/۴*	-۷/۷۴*	-۶/۴۹*	۳۲/۱۱*

منبع: یافته‌های تحقیق

توضیحات: در تمام آزمون‌ها، آماره‌های آزمون برآوردی با علامت‌های * و ** به ترتیب بیانگر مانایی متغیرها در سطوح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد بر اساس مقادیر بحرانی مربوطه می‌باشند. آماره‌های آزمون مربوط به آزمون‌های ADF، ZA و LS، در حالت وجود عرض از مبدأ و روند زمانی و آماره‌های آزمون مربوط به آزمون HEGY در حالت وجود عرض از مبدأ، روند زمانی و متغیرهای مجازی فصلی محاسبه شده‌اند. موارد مشخص شده با علامت †، انجام آزمون با وجود عرض از مبدأ و بدون روند زمانی می‌باشد. ستون‌های F0، F2 و F4 در رویکرد HEGY به ترتیب آماره‌های آزمون در تناوب‌های صفر، دو فصلی و چهار فصلی را نشان می‌دهد.

نتایج به دست آمده از آزمون هگی، همه این متغیرها دارای درجه انباشتگی I(۰,۰,۰) هستند. به عبارت دیگر، هیچ یک از این متغیرها دارای ریشه واحد در تناوب صفر و ریشه واحد فصلی (در تناوب‌های دو فصلی و چهار فصلی) نبوده و می‌توان با داده‌های فصلی همانند داده‌های سالانه رفتار کرد. همچنین، تفاضل مرتبه اول همه متغیرها مانا می‌باشد. در این شرایط، می‌توان بدون نیاز به هیچگونه تبدیلی در متغیرها، از رویکرد تغییر رژیم مارکوف استفاده نمود. بر همین اساس، نتایج حاصل از تخمین ضرایب سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران، در دوره‌های آرامش

و بحران (وضعیت‌های صفر و یک)، بر اساس رویکرد تغییر رژیم مارکوف را می‌توان در جدول ۴ مشاهده نمود.

جدول ۴:تخمین سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در دوره‌های آرامش و بحران

متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	Prob
Trend	-۰/۰۰۱۵	۹/۱۲e-۰۵	-۱۶/۰	۰/۰۰۰
Constant[۰]	۰/۰۵۹۷	۰/۰۰۱۷	۳۴/۴	۰/۰۰۰
Constant[۱]	-۰/۰۸۰۹	۰/۰۴۸۱	-۱/۶۸	۰/۰۹۷
MPI(-۱)[۰]	-۰/۳۶۰۶	۰/۰۰۱۹	-۱۹۴	۰/۰۰۰
MPI(-۱)[۱]	۰/۴۵۷۲	۰/۰۶۳۸	۷/۱۶	۰/۰۰۰
MPI(-۲)[۰]	-۰/۱۷۹۰	۰/۰۰۳۰	-۵۸/۹	۰/۰۰۰
MPI(-۲)[۱]	۰/۳۴۱۱	۰/۰۶۲۰	۵/۵۱	۰/۰۰۰
MPI(-۳)[۰]	۰/۲۷۷۸	۰/۰۰۱۳	۲۱۶	۰/۰۰۰
MPI(-۳)[۱]	۰/۰۰۰۸	۰/۰۷۹۰	۰/۰۱	۰/۹۹۲
MPI(-۴)[۰]	۰/۰۹۶۲	۰/۰۰۱۷	۵۵/۹	۰/۰۰۰
MPI(-۴)[۱]	-۰/۰۳۶۷	۰/۰۸۰۸	-۰/۴۵	۰/۶۵۱
MPI(-۵)[۰]	-۰/۶۲۸۲	۰/۰۰۵۴	-۱۱۶	۰/۰۰۰
MPI(-۵)[۱]	۰/۰۵۶۴	۰/۰۵۵۴	۱/۰۲	۰/۳۱۱
MPI(-۶)[۰]	-۰/۱۶۴۲	۰/۰۰۵۴	-۳۰/۴	۰/۰۰۰
MPI(-۶)[۱]	-۰/۰۸۹۱	۰/۰۴۲۷	-۲/۰۹	۰/۰۴۱
gind[۰]	-۰/۳۵۱۹	۰/۰۱۱۵	-۳۰/۶	۰/۰۰۰
gind[۱]	-۰/۴۵۱۴	۰/۲۱۱۵	-۲/۱۳	۰/۰۳۶
ggdp[۰]	-۰/۵۹۳۶	۰/۰۲۵۳	-۲۳/۴	۰/۰۰۰
ggdp[۱]	-۰/۰۵۴۱	۰/۵۲۴۴	-۰/۱۰	۰/۹۱۸
goilr[۰]	-۰/۱۰۳۶	۰/۰۰۰۵	-۲۰۹	۰/۰۰۰
goilr[۱]	۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۰۹	۵/۳۳	۰/۰۰۰
oilrir[۰]	-۰/۶۳۲۲	۰/۰۰۱۴	-۴۴۰	۰/۰۰۰
oilrir[۱]	-۰/۰۶۱۵	۰/۰۲۵۱	-۲/۴۵	۰/۰۱۷
inf[۰]	۰/۳۶۰۸	۰/۰۲۰۸	۱۷/۳	۰/۰۰۰
inf[۱]	۱/۸۰۵۶	۰/۶۰۴۹	۲/۹۸	۰/۰۰۴
irid[۰]	۰/۰۲۲۸	۰/۰۰۰۲	۱۰۲	۰/۰۰۰
irid[۱]	۰/۰۲۳۵	۰/۰۰۶۳	۳/۷۱	۰/۰۰۰
m2ir[۰]	۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۱۷	۱۶۷	۰/۰۰۰
m2ir[۱]	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۱۷	۱/۸۸	۰/۰۶۴
gdc[۰]	-۰/۰۱۲۲	۹/۷۲e-۰۵	-۱۲۸	۰/۰۰۰
gdc[۱]	۰/۰۰۴۰	۰/۰۰۱۵	۲/۶۲	۰/۰۱۱
bdgdp[۰]	۰/۰۸۰۴	۰/۰۰۴۰	۲۰/۲	۰/۰۰۰
bdgdp[۱]	۰/۰۵۷۶	۰/۰۶۷۵	۰/۸۵	۰/۳۹۶
sigma[۰]	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۳	۳/۳۴	۰/۰۰۱
sigma[۱]	۰/۰۸۴۶	۰/۰۰۹۴	۹/۰۴	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

البته، در این مورد باید توجه داشت که برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته و سایر متغیرها و انتخاب مناسب‌ترین مدل در این زمینه، از معیار اطلاعات آکائیک (AIC) استفاده شده است به طوری که مدل مورد نظر تحقیق در بین سایر حالت‌ها دارای کمترین مقدار از این معیار بوده است. علاوه بر این، پیش از ملاحظه و تفسیر نتایج به دست آمده، می‌بایست به آزمون فرضیه مناسب بودن مدل غیر خطی تخمین زده شده در مقابل فرضیه خطی بودن این مدل پرداخت. در واقع، با استفاده از این آزمون بررسی می‌کنیم که آیا با مدل غیر خطی برآوردی در مقایسه با یک مدل خطی به قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری دست یافته‌ایم یا خیر. برای این منظور، از آزمون نسبت راستنمایی (LR) پیشنهاد شده توسط آنج و بکرت[1] (۲۰۰۲) استفاده می‌شود. بر اساس نتایج به دست آمده از این آزمون، با توجه به آماره χ^2 محاسبه شده و ارزش احتمال آن به صورت (χ^2 (۱۹) =۲۲۶/۷۸ (prob=۰/۰۰۰)، می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹ درصد استفاده از رویکرد غیر خطی تغییر رژیم مارکوف برای تخمین ضرایب سیستم هشدار زودهنگام مورد نظر تحقیق مناسب‌تر از بکارگیری یک مدل خطی می‌باشد. همچنین، همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، بنا بر نتایج به دست آمده، جملات اخلال مدل طراحی شده، نرمال بوده و عاری از خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس می‌باشد.

جدول ۵: آزمون‌های تشخیصی مدل هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	Prob
خودهمبستگی Ljung-Box Portmanteau Test	χ^2 (۱۲)	۵/۴۸۰	۰/۹۴۰۰
ناهمسانی واریانس ARCH Test	F(۴,۶۲)	۰/۶۴۱۳	۰/۶۳۵۰
نرمال بودن Jarque-Bera Test	χ^2 (۲)	۰/۶۱۷۳	۰/۷۳۴۴

منبع: یافته‌های تحقیق

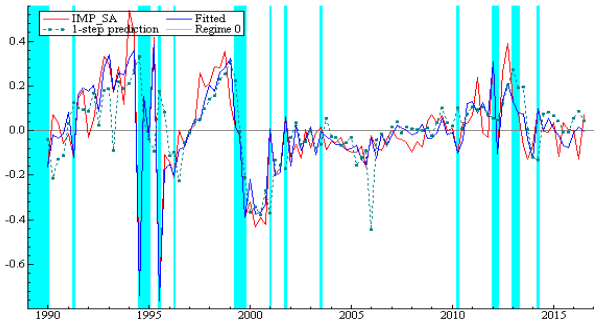
در این شرایط، با توجه به مدل مناسب برآوردی می‌توان مشاهده نمود که متغیرهای نرخ تورم (inf)، نسبت دارایی‌های خارجی به بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (irid)، نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (m2ir)، رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت (goilr) و رشد اعتبارات داخلی بانک مرکزی (gdc) در دوره آرامش اثرات مثبت و معنی‌داری بر شاخص فشار بازار ارز و تشدید احتمال بروز بحران ارزی در دوره زمانی مورد بررسی داشته‌اند

[1]. Ang & Bekaert (2002)

در حالی که متغیرهای نسبت درآمد ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (oilrir) و رشد تولید صنعتی (gind) در این دوره‌های آرامش، اثرات منفی و معنی‌دار بر این شاخص بر جای گذاشته و به عبارت دیگر، به جلوگیری از وقوع بحران ارزی کمک کرده‌اند. همچنین، بر اساس این نتایج، در صورت بروز یک بحران ارزی، متغیرهای نرخ تورم (inf)، نسبت دارایی‌های خارجی به بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (irid)، نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (m2ir) و نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی واقعی (bdgdp) با اثرات مثبت و معنی‌دار بر شاخص فشار بازار ارز، یک چنین بحران‌هایی را تشدید می‌نمایند. البته، در صورت وقوع یک بحران ارزی، متغیرهای نسبت درآمد ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (oilrir)، رشد اعتبارات داخلی بانک مرکزی (gdc)، رشد تولید صنعتی (gind) و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (ggdp) به بهبود شرایط بحرانی کمک خواهند نمود. در کنار همه این موارد، همان طور که از جدول ۳ مشاهده می‌شود، بیشتر ضرایب مربوط به وقفه‌های متغیر شاخص فشار بازار ارز در هر دو رژیم (و بالاخص در دوره بحرانی) معنی‌دار می‌باشند. این ضرایب معنی‌دار می‌تواند حاوی اطلاعات با اهمیتی در مورد اثرات نوع نظام ارزی و تغییرات ایجاد شده در آن (به عنوان مثال، بکارگیری یک نرخ ارز میخکوب و میزان توانایی بانک مرکزی در حفظ آن) بر وقوع بحران‌های ارزی باشد. در این شرایط و بر اساس نتایج به دست آمده، در دوره آرامش، تورم مهمترین شاخص هشدار دهنده و همچنین، مهمترین عامل افزایش احتمال وقوع بحران ارزی[1] و رشد تولید صنعتی مهمترین عامل کاهش احتمال وقوع این بحران بوده و در دوره بحران، تورم مهمترین عامل تشدید کننده بحران و نسبت درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به ذخایر ارزی بانک مرکزی و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی به ترتیب مهمترین عوامل در بهبود شرایط بحرانی می‌باشند. البته، لازم به ذکر است که اثرگذاری شاخص‌های پیشروی مورد بررسی در دوره‌های آرامش و بحران نامتقارن است. همچنین، بر اساس این نتایج، باید توجه داشت که واریانس جزء اخلال در دو رژیم مورد بحث متفاوت بوده و در دوره آرامش از نوسان بیشتری نسبت به دوره بحران برخوردار است. در کنار این نتایج، نمودار ۷، عملکرد پیش‌بینی درون نمونه‌ای مدل تحقیق و یا به عبارت دیگر، قدرت برازش مدل برآوردی را ارائه می‌نماید.

---

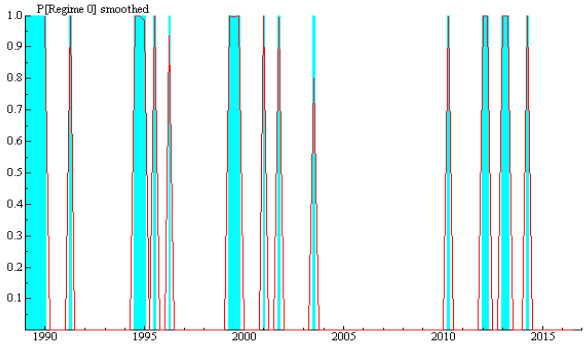
[1]. یک درصد افزایش در نرخ تورم به ترتیب منجر به ۰/۰۱۸ و ۰/۰۰۳۶ واحد افزایش در شاخص فشار بازار ارز در دوره‌های آرامش و بحران می‌شود.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۷: عملکرد پیش‌بینی درون نمونه‌ای سیستم هشدار زودهنگام طراحی شده

برای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی یک سیستم هشدار زودهنگام، می‌بایست مقادیر پیش‌بینی شده متغیر وابسته سیستم با مقادیر واقعی آن مقایسه شوند. همان طور که از نمودار ۷ مشاهده می‌شود، این مدل از عملکرد پیش‌بینی درون نمونه‌ای مناسبی برخوردار بوده و به نحو مناسبی نوسانات و بحران‌های ارزی را در اقتصاد ایران پیش‌بینی می‌نماید. بر همین اساس، نمودار ۸ احتمال وقوع بحران ارزی در هر یک از سال‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، در دوره‌هایی که احتمال محاسبه شده وقوع بحران از سطح آستانه ۵۰٪ فراتر رود، اخطار وقوع بحران ارزی صادر می‌شود.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۸: احتمال وقوع بحران ارزی در اقتصاد ایران

در این شرایط و با توجه به احتمالات محاسبه شده در خصوص بحران ارزی، جدول ۶، سال‌های قرار گرفتن در هر یک از رژیم‌ها و یا به عبارت دیگر، سال‌های وقوع بحران و نیز دوره‌های آرامش را در اقتصاد ایران نشان می‌دهد.

جدول ۶: سال‌های وقوع بحران ارزی و دوره‌های آرامش در اقتصاد ایران

رژیم صفر (وضعیت بحرانی)	۱۳۶۸(۰۴);۱۳۷۰(۰۱);۱۳۷۳(۰۲)–۱۳۷۳(۰۴); ۱۳۷۴(۰۲);۱۳۷۵(۰۱);۱۳۷۸(۰۱)–۱۳۷۸(۰۳); ۱۳۷۹(۰۴);۱۳۸۰(۰۳);۱۳۸۲(۰۲);۱۳۸۹(۰۱);۱۳۹۰(۰۴)–۱۳۹۱(۰۱);۱۳۹۱(۰۴)–۱۳۹۲(۰۱); ۱۳۹۳(۰۱)
رژیم یک (وضعیت آرامش)	۱۳۶۹(۰۱)–۱۳۶۹(۰۴);۱۳۷۰(۰۲)–۱۳۷۳(۰۱);۱۳۷۴(۰۱);۱۳۷۴(۰۳)–۱۳۷۴(۰۴); ۱۳۷۵(۰۲)–۱۳۷۷(۰۴);۱۳۷۸(۰۴)–۱۳۷۹(۰۳);۱۳۸۰(۰۱)–۱۳۸۰(۰۲);۱۳۸۰(۰۴)–۱۳۸۲(۰۱); ۱۳۸۲(۰۳)–۱۳۸۸(۰۴);۱۳۹۰(۰۱)–۱۳۹۰(۰۳);۱۳۹۱(۰۲)–۱۳۹۱(۰۳);۱۳۹۲(۰۲)–۱۳۹۲(۰۴); ۱۳۹۳(۰۲)–۱۳۹۵(۰۲)

منبع: یافته‌های تحقیق

همان طور که از جدول ۶ مشاهده می‌شود، سیستم طراحی شده ضمن صدور هشدار بحران، به طور مناسبی سال‌های وقوع بحران در اقتصاد ایران را شناسایی نموده است. جدول ۷ نیز ویژگی‌های هر یک از دو رژیم مورد نظر را نشان می‌دهد. بر اساس این نتایج، رژیم یک پایدارتر از رژیم صفر می‌باشد چرا که در صورت قرار داشتن اقتصاد کشور در شرایط آرامش، این دوران به طور متوسط ۶/۷۷ فصل به طول خواهد انجامید. اما اگر اقتصاد گرفتار بحران ارزی باشد، این دوران بحرانی به طور متوسط ۱/۴۶ فصل به طول می‌انجامد. همچنین، با احتمال ۸۲/۲۴ درصد اقتصاد کشور در شرایط آرامش قرار خواهد داشت.

جدول ۷: ویژگی رژیم‌های صفر و یک در سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی

نوع رژیم	تعداد فصل‌های قرار گرفته در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در هر رژیم	میانگین فصل‌های قرار گرفته در هر رژیم
رژیم صفر	۱۹	٪۱۷/۷۶	۱/۴۶
رژیم یک	۸۸	٪۸۲/۲۴	۶/۷۷

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۸ نیز احتمال باقی ماندن در یک رژیم و همچنین، احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. همان طور که از این جدول مشاهده می‌شود، رژیم یک پایدارتر از رژیم صفر می‌باشد، چرا که در صورت قرار داشتن در رژیم یک، احتمال باقی ماندن در این رژیم ۸۶ درصد و احتمال انتقال به رژیم صفر، ۱۴ درصد خواهد بود. در حالی که در صورت قرار داشتن در رژیم

صفر، احتمال باقی ماندن در این رژیم بیش از ۵۰ درصد و احتمال انتقال به رژیم یک نیز در حدود ۵۰ درصد می‌باشد.

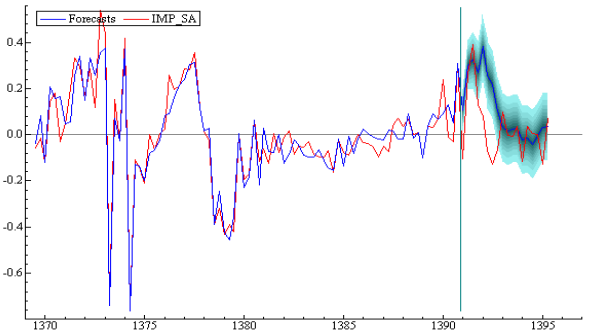
جدول ۸: احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم صفر	رژیم یک
رژیم صفر	۰/۵۰۲۳ (۴/۳۱)	۰/۱۳۶۵ (۳/۴۰)
رژیم یک	۰/۴۹۷۷ (۴/۳۱)	۰/۸۶۳۵ (۳/۴۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

توضیحات: ارقام داخل پرانتز آماره‌های t مربوط به احتمالات انتقال محاسبه شده هستند.

در نهایت، تلاش گردید تا عملکرد پیش‌بینی خارج از نمونه این مدل نیز مورد بررسی قرار گیرد. به همین منظور، ابتدا این مدل در یک دوره زمانی کوتاه‌تر (تا فصل چهارم سال ۱۳۹۰) مورد برازش قرار گرفته و بعد از پیش‌بینی مقادیر متغیر وابسته تا انتهای دوره، عملکرد پیش‌بینی مدل در فاصله زمانی ۱۳۹۵:۰۲-۱۳۹۱:۰۱ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از این بررسی را می‌توان در نمودار ۹ مشاهده نمود.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۹: عملکرد پیش‌بینی خارج از نمونه سیستم هشدار زودهنگام طراحی شده

همان طور که از این نمودار مشاهده می‌شود، این سیستم هشدار زودهنگام، بحران ارزی سال ۱۳۹۱ و نوسانات پس از این بحران در بازار ارز را به خوبی پیش‌بینی نموده است. در این شرایط، نتایج ارائه شده در بالا نشان می‌دهد که سیستم طراحی شده به میزان زیادی عوامل تعیین کننده بحران‌های ارزی را در ایران تبیین نموده و توانایی بالایی در شناسایی این بحران‌ها در دوره زمانی

مورد بررسی داشته است. همچنین، این سیستم عملکرد مناسبی در پیش‌بینی بحران‌های ارزی پیش رو خواهد داشت.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

وقوع بحران‌های ارزی هزینه‌های سنگینی را بر اقتصاد کشورها تحمیل می‌کند. به همین علت، در سال‌های اخیر، طراحی سیستم‌هایی جهت هشدار زودهنگام این بحران‌ها توسعه یافت تا بتوان با شناسایی زودهنگام این بحران‌ها و فراهم نمودن زمان کافی برای سیاست‌گذاران، از وقوع یک چنین بحران‌هایی جلوگیری نمود. این پژوهش نیز تلاش نمود تا با بکارگیری داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۷ و با استفاده از رویکرد تغییر رژیم مارکوف، ضمن طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران، در قالب همین سیستم، به شناسایی درون‌زای بحران‌های به وقوع پیوسته در دوره مورد بررسی و پیش‌بینی بحران‌های آتی پرداخته و عوامل مؤثر بر ایجاد و تشدید این بحران‌ها را نیز، به طور جداگانه، در دوره‌های آرامش و بحران شناسایی نماید. در همین راستا و بر اساس نتایج به دست آمده، سیستم طراحی شده توانایی بالایی در شناسایی این بحران‌ها در دوره زمانی مورد بررسی و پیش‌بینی بحران‌های آتی در اقتصاد ایران داشته است. همچنین، با توجه به این نتایج، در دوره‌های آرامش، افزایش در نرخ تورم، نسبت دارایی‌های خارجی به بدهی‌های خارجی بانک مرکزی، نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، رشد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و رشد اعتبارات داخلی بانک مرکزی احتمال بروز بحران‌های ارزی را تشدید می‌نماید؛ در حالی که، افزایش در نسبت درآمد ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و رشد تولید صنعتی در این دوره‌ها، به جلوگیری از وقوع یک بحران ارزی کمک خواهد نمود. همچنین، در صورت بروز یک بحران ارزی، افزایش در نرخ تورم، نسبت دارایی‌های خارجی به بدهی‌های خارجی بانک مرکزی، نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی واقعی یک چنین بحران‌هایی را تشدید نموده و افزایش در نسبت درآمد ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، رشد اعتبارات داخلی بانک مرکزی، رشد تولید صنعتی و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی به بهبود شرایط بحرانی کمک خواهد نمود. علاوه بر این، بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، در دوره آرامش، تورم مهمترین شاخص هشدار دهنده و همچنین، مهمترین عامل افزایش احتمال وقوع بحران ارزی و رشد تولید صنعتی مهمترین عامل کاهش

احتمال وقوع این بحران بوده و در دوره بحران، تورم مهمترین عامل تشدید کننده بحران و نسبت درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به ذخایر ارزی بانک مرکزی و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی به ترتیب مهمترین عوامل در بهبود شرایط بحرانی می‌باشند.

بنابراین، می‌توان مشاهده نمود که وقوع بحران‌های ارزی و تشدید شرایط بحرانی در اقتصاد ایران با مجموعه‌ای از عدم تعادل‌های اقتصاد کلان مرتبط است. این عدم تعادل‌ها و مشکلات موجود در بخش‌های پولی، مالی و خارجی و همچنین، وابستگی کشور به درآمدهای نفتی زمینه وقوع بحران‌های ارزی و تشدید آن‌ها را در اقتصاد ایران فراهم نموده‌اند. البته، نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که می‌توان با بکارگیری ابزارها و سیاست‌هایی نظیر سیاست‌های مهار تورم، تقویت و مدیریت مناسب منابع ارزی کشور، کنترل حجم نقدینگی و مدیریت اعتبارات داخلی بانک مرکزی، تقویت تولیدات صنعتی و تولید ناخالص داخلی کشور و کنترل کسری بودجه دولت به مقابله با وقوع احتمالی بحران‌های ارزی و همچنین کنترل شرایط بحرانی در صورت وقوع یک بحران ارزی در ایران پرداخت.

منابع و مآخذ

۱. ابراهیمی، ایلناز. و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). "طراحی یک سامانه هشداردهی زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ". مجموعه مقالات بیست و دومین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی پژوهشکده پولی و بانکی، ۱۹-۱.

۲. صیادنیا طیبی، عزت اله. شجری، هوشنگ. صمدی، سعید. و ارشدی، علی (۱۳۸۹). "تبیین یک سیستم هشداردهنده جهت شناسایی بحران‌های مالی در ایران". فصلنامه پول و اقتصاد ۲(۶): ۲۱۱-۱۶۹.

۳. عرفانی، علیرضا (۱۳۸۵). "بحران پول رایج و اقتصاد ایران: یک سیستم هشدار پیش از وقوع". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ٦(۴): ۶۶-۴۷.

۴. مطهری، محب‌اله. لطفعلی‌پور، محمدرضا. و احمدی شادمهری، محمدطاهر (۱۳۹۴). "ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات ارزی در بازار ارز ایران: روش مارکوف سوئیچینگ گارچ". فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد ۲(۴): ۹۲-۷۱.

۵. نصراللهی، محمد. یاوری، کاظم. نجارزاده، رضا. و مهرگان، نادر (۱۳۹۵). "طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران: رویکرد رگرسیون لجستیک". تحقیقات اقتصادی ۵۲(۱): ۲۱۴-۱۸۷.

6. Abiad, A.G. (2003). "Early Warning Systems: A Survey and a Regime-Switching Approach". IMF Working Paper 03-32, Washington. DC.
7. Al-Assaf, G. (2017). "An Early Warning System for Currency Crisis: A Comparative Study for the Case of Jordan and Egypt". International Journal of Economics and Financial Issues **7**(3): 43-50.
8. Ang, A. & Bekaert, G. (2002). "Regime Switches in Interest Rates". Journal of Business & Economic Statistics. American Statistical Association. **20**: 163-182.
9. Ari, A. (2012). "Early Warning Systems for Currency Crises: The Turkish Case". Economic Systems **36**: 391-410.
10. Ari, A. & Cergibozan, R. (2018). "Currency Crises in Turkey: An Empirical Assessment". Research in International Business and Finance https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2018.04.001.
11. Arias, G. & Erlandsson, U.G. (2004). "Regime Switching as an Alternative Early Warning System of Currency Crises: an Application to South-East Asia". Lund University Working Paper.
12. Aziz, J. Caramazza, F. & Salgado, R. (2000). "Currency Crises: In Search of Common Elements". IMF Working Paper 00-67. Washington. DC.

13. Babeck´y, J. Havránek, T. Matějů, J. Rusnák, M. ˇSmídková, K. & Vašíček, B. (2013). "Leading Indicators of Crisis Incidence: Evidence from Developed Countries". Journal of International Money and Finance **35**(1): 1-19.
14. Babecký, J. Havránek, T. Matějů, J. Rusnák, M. Šmídová, K. & Vašíček, B. (2014). "Banking, Debt, and Currency Crises in Developed Countries: Stylizedfacts and Early Warning Indicators". Journal of Financial Stability **15**: 1-17.
15. Berg, A. & Pattillo, C. (1999). "Predicting Currency Crises: The Indicators Approach and an Alternative". Journal of International Money and Finance **18**: 561-586.
16. Berg, J.B. Candelon, B. & Urbain, J.P. (2008). "A Cautious Note on the Use of Panel Models to Predict Financial Crises". Economics Letters **101**(1): 80-83.
17. Bilson, J.F.O. (1979). "Leading Indicators of Currency Devaluations". Columbia Journal of World Business **14**: 62-76.
18. Boinet, V. Napolitano, O. & Spagnolo, N. (2005). "Was Currency Crisis in Argentina Self-fulfilling?". Review of World Economics **141**: 357-368.
19. Boonman, T.M. Jacobs, J. P.A.M. Kuper, G.H. & Romero, A. (2017). "Early Warning Systems for Currency Crises with Real-Time Data". CIRANO Working Papers **18**: 1-29.
20. Brunetti, C. Mariano, R.S. Scotti, C. & Tan, A.H. (2007). "Markov Switching Garch Models of Currency Turmoil in Southeast Asia". Federal Reserve Board. International Finance Discussion Papers 889.
21. Bussiere, M. & Fratzscher, M. (2006). "Towards a New Early Warning System of Financial Crises". Journal of International Money and Finance **25**(6): 953-973.
22. Bussiere, M. (2007). "Balance of Payment Crises in Emerging Markets: How Early Were the 'Early' Warning Signals?". European Central Bank Working Paper 713. Frankfurt/Main.
23. Caramazza, F. Ricci, L. & Salgado, R. (2000). "Trade and Financial Contagion in Currency Crises". IMF Working Paper 00-55. Washington. DC.
24. Cerra, V. & Saxena, S.C. (2002). "Contagion, Monsoons, and Domestic Turmoil in Indonesia's Currency Crisis". Review of International Economics **10**: 36-44.
25. Chang, R. & Velasco, A. (1998). "Financial Crises in Emerging Markets: A Canonical Model". New York University Economic Research Reports 98-21. New York.

26. Cipollini, A. Mouratidis, K. & Spagnolo, N. (2008). "Evaluating Currency Crises: the Case of the European Monetary System". Empirical Economics **35**: 11-27.
27. Comelli, F. (2016). "Comparing the Performance of Logit and Probit Early Warning Systems for Currency Crises in Emerging Market Economies". Journal of Banking and Financial Economics **2**(6):5-22.
28. Dickey, D. & Fuller, W. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". Econometrica **49**: 1057-1072.
29. Edison, H.J. (2003). "Do Indicators of Financial Crises Work? An Evaluation of an Early Warning System". International Journal of Finance and Economics **8**: 11-53.
30. Eichengreen, B. Rose, A. & Wyplosz, C. (1995). "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks". Economic Policy **21**: 249-312.
31. Feridun, M. (2008). *Exchange Market Pressure and Currency Crises in Turkey: An Empirical Investigation*, Unpublished PhD Thesis, Loughborough University. UK.
32. Flood, R.P. & Garber, P.M. (1984). "Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples". Journal of International Economics **17**: 1-13.
33. Ford, J. Santoso, B. & Horsewood, N. (2007). "Asian Currency Crises: Do Fundamentals Still Matter? A Markov Switching Approach to Causes and Timing". Discussion Papers 07-07. Department of Economics. University of Birmingham.
34. Frankel, J.A. & Rose, A.K. (1996). "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment". Journal of International Economics 41(3-4): 351-366.
35. Frankel, J.A. & Saravelos, G. (2012). "Can Leading Indicators Assess Country Vulnerability? Evidence from the 2008–09 Global Financial Crisis". Journal of International Economics **87**(2): 216-231.
36. Fratzscher, M. (2003). "On Currency Crises and Contagion". International Journal of Finance and Economics **8**(2): 109-129.
37. Fuertes, A.M. & Kalotychou, E. (2007). "Optimal Design of Early Warning Systems for Sovereign Debt Crises". International Journal of Forecasting **23**(1): 85-100.
38. Goldfeld, S.M. & Quandt, R.E. (1973). "A Markov Model for Switching Regressions". Journal of Econometrics **1**: 3-16.
39. Hamilton, J.D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series and the Business Cycle". Econometrica **57**: 357-384.

40. Hylleberg, S. Engle, R.F. Granger, C.W.J. & Yoo, B.S. (1990). "Seasonal Integration and Cointegration". Journal of Econometrics **44**: 215-238.
41. Kaminsky, G.L. & Reinhart, C.M. (1999). "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems". American Economic Review **89**(3): 473-500.
42. Kaminsky, G.L. Lizondo, S. & Reinhart, C.M. (1998). "The Leading Indicators of Currency Crises". IMF Staff Papers **45**(1): 1-48.
43. Krugman, P. (1979). "A Model of Balance-of-Payments Crises". Journal of Money, Credit and Banking **11**(3): 311-325.
44. Krugman, P. (1998). *What Happened to Asia?* Mimeo. MIT, Cambridge, MA.
45. Krugman, P. (1999). "Balance Sheets, the Transfer Problem, and Financial Crises". International Tax and Public Finance **4**: 459-472.
46. Kumar, M. Moorthy, U. & Perraudin, W. (2003). "Predicting Emerging Market Currency Crashes". Journal of Empirical Finance **10**: 427-454.
47. Lee, J. & Strazicich, M. (2003). "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks". The Review of Economics and Statistics **85**(4): 1082-1089.
48. Li, Q. & Inclan, M. (2001). "Fundamentals, Expectations, Institutions, and Currency Crisis". Prepared for Presentation at the Annual Meeting of the American Political Science Association, 20.
49. Mariano, R.S. Abiad, A. Glutekin, B.N. Shabbir, T. & Tan, A.H.H. (2003). "Markov Chains in Predictive Models of Currency Crises: With Applications to Southeast Asia". Taiwan Economic Review **31**(4): 401-437.
50. Martinez-Peria, M.S. (2002). "A Regime-Switching Approach to the Study of Speculative Attacks: a Focus on EMS Crises". Empirical Economics **27**(2): 299-334.
51. Obstfeld, M. (1994). "Logic of Currency Crises". NBER Working Paper 4640. Cambridge. MA.
52. Obstfeld, M. (1996). "Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features". European Economic Review **40**: 1037-1047.
53. Quandt, R.E.(1972). "A New Approach to Estimating Switching Regressions". Journal of American Statistical Association **67**(338): 306-310.
54. Rose, A.K. & Spiegel, M.M. (2011). "Cross-Country Causes and Consequences of the 2008 Crisis: An Update". European Economic Review **55**(3): 309-324.
55. Shimpalee, P.L. & Bruer, J.B. (2006). "Currency Crisis and Institutions". Journal of International Money and Finance **25**: 125-145.

56. Van Den Berg, J. (2011). *Currency Crises and their Early Warning Systems*, Universitaire Pers Maastricht.
57. Zivot, E. & Andrews, D.W.K. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-root Hypothesis". Journal of Business & Economic Statistics **10**(3): 251-70.

Original Research Article

Early Warning System for Currency Crises in Iran: The Markov-Switching Approach

Mohammad Nasrollahi[1]
Kazem Yavari[2]
Reza Najarzadeh[3]
Nader Mehregan[4]

Received: 08-09-2019 Accepted: 08-05-2020

Introduction: The occurrence of currency crises in recent decades has been one of the problems of the international monetary system. These crises impose heavy costs on the country where they occur and even other countries. For this reason, in recent years, systems for early warning of these crises have been developed to prevent the occurrence of such crises by their early detection and providing sufficient time for policymakers. Meanwhile, Iran's economy has faced several currency crises in the post-revolutionary years and has incurred heavy costs. Under these circumstances, designing an early warning system for currency crises in the Iranian economy can bring many benefits. Therefore, the purpose of this study is to design an early warning system for currency crises in Iran. Based on it, the endogenous crises that occurred in the period under review were identified. Using this system, it is possible to predict future crises and identify the factors affecting the occurrence and intensification of these crises separately in periods of tranquil and crisis.

Methodology: In order to achieve the above goals, this article used the Markov-switching approach and the quarterly data of the Iranian economy during a period from February 1988 to March 2016. For this purpose, first the components of the designed early warning system, i.e. the dependent variable and the leading indicators of the crisis, were introduced. Afterwards, to estimate the model, first the unit root tests of the variables were used, and then the early warning system was estimated based on the Markov-switching approach in periods of tranquil and crisis. Finally, after diagnostic tests, the in-sample and out-of-sample prediction performances of the system were investigated and the characteristics of periods of tranquil and crisis were studied.

[1]- Department of Economics, Babol Branch, Islamic Azad University, Babol, Iran
Email: m.nasrollahi@baboliau.ac.ir
[2]- Professor, Economics, Yazd University, Iran
[3]- Associate Professor, Tarbiat Modares University, Department of Economics, Tehran, Iran
[4]- Professor, Buali Sina University, Department of Economics, Hamedan, Iran

Results and Discussion: The results indicate that the designed system has a high ability to identify the past crises and anticipate future crises in the Iranian economy. Also, according to the results, in tranquil states, the increase of inflation rate, international reserves to foreign debt ratio, M2 to international reserves ratio, growth of foreign exchange earnings from oil exports and growth of domestic credit have positive and significant effects on the index of foreign exchange market pressure and the greater probability of a currency crisis. But in these tranquil states, the increase in the ratio of foreign exchange earnings to international reserves as well as the growth of industrial production has had negative and significant effects on this index. In other words, they have helped to prevent the occurrence of the currency crisis. Moreover, based on these results, in the crisis states, an increase in the inflation rate, the ratio of international reserves to foreign debt, M2 to international reserves ratio and budget balance to real gross domestic product ratio, with positive and significant effects on the foreign exchange market pressure, will intensify such crises. Of course, if a currency crisis occurs, the increase in the ratio of foreign exchange earnings to international reserves, the growth of domestic credit, the growth of industrial production and growth of real gross domestic product will help improve the crisis state. Finally, based on these results, in the tranquil states, inflation is the most important warning indicator and also the most important factor in increasing the probability of a currency crisis. The growth of industrial production is also the main factor reducing the probability of the crisis. Also, in the crisis states, inflation is the most important factor to intensify the crisis, while the ratio of foreign exchange earnings to international reserves and growth of real gross domestic product are the most important factors in improving the crisis state respectively.

Discussion: Based on the early warning system designed for the Iranian economy, the occurrence of currency crises and the intensification of crisis states in Iran are due to a set of macroeconomic imbalances. These imbalances and the problems in the monetary, financial and foreign sectors as well as dependence on oil revenues have provided the basis for currency crises in the Iranian economy. However, the results showed that it is possible to deal with the occurrence of a currency crisis in Iran with policies such as inflation control, strengthening and proper management of foreign exchange resources, controlling liquidity growth, managing domestic credit, supporting industrial production, strengthening gross domestic product and controlling the government budget deficit. Also, it is possible to control the critical situation in the event of a currency crisis with such policies.

Keywords: Currency crises, Exchange market Pressure index, Early warning system**,** Regime-switching approach.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

تحلیلی بر اثر تعدیل قیمت گروه‌های کالایی بر شاخص‌های رفاهی جامعه روستایی (مطالعه موردی کشور ایران)

وحید صادقی حسنوند[۱]
نارسیس امین رشتی[۲]
مرجان دامن کشیده[۳]
آزاده محرابیان[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۴/۱۲

چکیده

هدف تحقیق بررسی اثرات افزایش قیمت گروه‌های کالایی مورد مطالعه (حامل‌های انرژی، خوراک، مسکن، بهداشت و درمان و حمل‌ونقل) بر رفاه، فقر و توزیع مخارج خانوارهای روستایی کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۷ است. به این منظور با تکیه بر تئوری‌های مربوط به اندازه گیری تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان، فرمول تغییرات جبرانی در چارچوب سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) استخراج شد. خط فقر نسبی با تأکید بر رویکرد تغذیه‌ای و توزیع مخارج خانوار روستایی از رابطه ضریب جینی محاسبه شد. نتایج تحقیق برای خانوارهای روستایی حاکی از آن است که تغییرات جبرانی در این دوره زمانی مثبت بوده است یعنی افزایش قیمت در این دوره موجب کاهش رفاه خانوار روستایی شده است. اما طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۹ با وجود افزایش تورم، سیاست‌های حمایتی دولت مانع کاهش بیشتر رفاه خانوارها شده است. خط فقر نیز رابطه منفی با افزایش قیمت‌ها طی دوره مورد مطالعه داشته است. ضریب جینی محاسبه شده توزیع نابرابر گروه‌های کالایی در زمان افزایش قیمت را نشان داد و این در حالی است که کاهش تورم و سیاست‌های حمایتی دولت منجر به بهبود توزیع گروه‌های کالایی شده است.

واژگان کلیدی: سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، شاخص رفاهی، فقر، توزیع مخارج.

Keywords: Nearly Ideal Demand System, Welfare Index, Poverty, Distribution of Expenditures.

JEL Classification: R22, H24, D31, D60.

۱. گروه اقتصاد واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران ایران vahid_sadeghi2952@yahoo.com
۲. گروه اقتصاد واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران ایران (نویسنده مسئول) narciss.aminrashti@gmail.com
۳. گروه اقتصاد واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران ایران m.damankeshideh@yahoo.com
۴. گروه اقتصاد واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران ایران aza.mehrabiyan@iauctb.ac.ir

۱- مقدمه

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 کم درآمد و گروه‌های هدف علاقه‌مند به شناسایی رفتار مصرفی خانوارها می‌باشند (هوشمند و همکاران، ۱۳۹۶). در ایران آزادسازی و اصلاح قیمت طی چند سال گذشته در قالب تورم بالا، ظهور کرده است. طی سال‌های مورد مطالعه (۱۳۹۶-۱۳۶۷)، رقم نقدینگی از ۱۵۶۸۷/۶ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۶۷ به ۱۵۲۹۹۸۰۰ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۹۶ رسیده است. به عبارت دیگر، نقدینگی در این دوره هر ساله رشد متوسط ۳۳ درصدی داشته است. این در حالی است که رشد اقتصادی متوسط طی این سال‌ها معادل ۳/۷ درصد بوده است. در این دوره نرخ دلار ۴۸ برابر، نقدینگی ۹۷۵/۲۸ برابر و شاخص تورم بیش از ۲۱ برابر بوده است (آمار از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است). بر این اساس، این پرسش مطرح است که طی سال‌هایی که کشور تورم را تجربه کرده است شاخص رفاهی، فقر و توزیع درآمد چگونه تغییر کرده است؟ بیشترین زیان رفاهی را کدام گروه کالایی به خانوار تحمیل کرده است و عوامل مؤثر بر زیان رفاهی خانوار کدام است؟ در این تحقیق به منظور پاسخ به این سؤالات تنها به بررسی شاخص‌های رفاهی، فقر و توزیع مخارج خانوارهای روستایی تمرکز می‌شود. چرا که عدم برنامه‌ریزی و توسعه روستا، مشکلات فراوانی را برای سرزمین ملی ایجاد می‌کند. مشکلات زیستی در روستاها و حرکت جمعیت روستایی به سوی شهرها، نه تنها موجب افزایش مشکلات موجود در حاشیه شهرها می‌شود، بلکه سبب رواج مشاغل کاذب و تورم‌زا در شهرها شده که از مهم‌ترین مشکلات شهرها، به ویژه در شهرهای بزرگ ایران است. مزیت این مطالعه نسبت به مطالعات قبل که اغلب به اثر تعدیل قیمت‌ها بعد از سیاست هدفمندی یارانه‌ها اشاره داشته‌اند، گستردگی دوره زمانی مورد مطالعه و بررسی هم‌زمان مهم‌ترین شاخص‌های رفاهی است. در این راستا، مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم به ادبیات پژوهش و پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم الگوی پژوهش و تبیین روش برآورد آورده شده است. در بخش چهارم به روش تحقیق برآورد مدل پرداخته می‌شود. نهایتاً بخش پنجم نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی را در برخواهد داشت.

۲- ادبیات پژوهش

این بخش به علل مهم تورم در دوره زمانی مورد مطالعه، بررسی اثرات تورم بر رفاه خانوار، فقر و توزیع مخارج و پیشینه مطالعات در زمینه شاخص‌های رفاهی می‌پردازد.

۲-۱- ادبیات نظری

هرچند تعاریف متعددی از تورم وجود دارد ولی به صورت کلی می‌توان آن را به صورت افزایش سطح عمومی قیمت‌ها که غالباً حالتی نامتناسب، مداوم و برگشت‌ناپذیر دارد تعریف کرد. لازم به ذکر است که در محاسبه تورم اولاً متوسط تغییر قیمت کالاها در کل اقتصاد مورد نظر است و ثانیاً رشد قیمت هر یک از کالاها با وزنی مناسب در محاسبه رشد شاخص تورم لحاظ می‌شود. طبقه‌بندی تورم نیز می‌تواند از جنبه‌های مختلف صورت گیرد که عبارت‌اند از:

- طبقه‌بندی تورم بر مبنای عوامل ایجادکننده آن: شامل تورم ناشی از فشار تقاضا، تورم ناشی از فشار هزینه، تورم ناشی از واردات و عوامل ساختاری.
- طبقه‌بندی تورم بر مبنای نسبت افزایش قیمت‌ها به افزایش حجم پول: شامل تورم باز (آشکار) که در آن قیمت‌ها سریع‌تر از حجم پول در جریان است و تورم بسته (مهار شده) که در آن میزان افزایش قیمت‌ها کمتر از افزایش پول در جریان است.
- طبقه‌بندی تورم بر مبنای متناوب (ادواری) یا عارضه‌ای (مقطعی) بودن افزایش قیمت‌ها: تورم ادواری مربوط به دوران رونق چرخه‌های تجاری و تورم عارضه‌ای ناشی از عوامل غیر اقتصادی مانند جنگ، بلایای طبیعی و ... است.

برای بررسی و مقایسه و کنترل روند افزایش قیمت‌ها در طول زمان نیاز به کمی‌سازی آن‌ها وجود دارد و از آن‌جا که بررسی و محاسبه افزایش قیمت تمام کالاها و خدمات ارائه شده در یک کشور مقدور نیست، انتخاب گروه‌های مختلف از کالاها و خدمات بر حسب مصرف‌کنندگان و یا تولیدکنندگان آن‌ها ضروری می‌نماید. در ایران برای محاسبه نرخ تورم مصرف‌کننده، آمارگیران بانک مرکزی جهت پوشش مناسب جغرافیایی همه مناطق شهری کشور هر ماه با مراجعه مستقیم به خرده‌فروشان در سراسر کشور، قیمت ۲۴۹ قلم کالا و ۹۱ قلم خدمات (در مجموع ۳۸۵ قلم کالا و خدمات) را از ۷۹ شهر نمونه انتخاب شده جمع‌آوری کرده و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) در مناطق شهری را با ترکیب شاخص به دست آمده برای استان‌های مختلف محاسبه می‌نمایند. کاربرد این شاخص برای تعدیل مزد و حقوق در قراردادهای دوجانبه و نیز

دعاوی حقوقی و همچنین به عنوان مهم‌ترین معیار سنجش میزان تورم در اقتصاد ایران اهمیت فراوان دارد (گروه تحقیقات اقتصادی بانک خاورمیانه، آبان ۱۳۹۳).

۲-۱-۱- دلایل مهم تورم (۱۳۹۶-۱۳۶۷)

نرخ‌های تورم بالا آثار نامطلوبی با خود دارند که بر فرآیند رشد و توسعه اقتصادی و در نهایت توزیع درآمد و عدالت اقتصادی می‌تواند مؤثر واقع شود. تداوم ساختار ناسالم اقتصادی کشور در سال‌های پس از انقلاب اسلامی و عواملی مانند جنگ تحمیلی، تحریم اقتصادی، رشد نقدینگی و ... باعث شده است که تورم همواره جزء لاینفک اقتصاد ایران باشد. جدول ۱ نرخ تورم و عامل ایجادکننده آن را برای ۳ دوره زمانی نشان داده است. بالاترین نرخ تورم مربوط به سال‌های ۷۴-۱۳۷۳ است که اقتصاد ایران تورم ۴۹ درصد را تجربه کرد.

جدول ۱: متوسط نرخ تورم طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۶۷

سال	رویدادها و سیاست‌های مهم اقتصادی دولت	متوسط نرخ تورم
۱۳۶۷-۷۲	افزایش درآمدهای نفتی، کاهش کسری بودجه دولت، اجرای سیاست فروش ارز به نرخ شناور و رقابتی، رشد عرضه کل تولیدات داخلی	۲۰/۵۵
۱۳۷۳-۸۸	افزایش کسر بودجه دولت، سیاست‌های انبساطی پولی و مالی و حرکت در جهت تک نرخی شدن ارز و آزادسازی واردات، سرریسد بازپرداخت بدهی‌های خارجی	۲۴/۴۶
۱۳۸۹-۹۶	جهش قیمت حامل‌های انرژی در اثر اجرای فاز اول و دوم هدفمندی یارانه‌ها، تحریم‌های نفتی و بانکی، تشدید تلاطمات ارزی، رشد لجام‌گسیخته نقدینگی	۱۹/۳۶

مأخذ: تحلیلی بر تورم ایران و گزارش نرخ تورم،۱۳۹۶-۱۳۶۷، سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۲-۱-۲- اثر تورم بر رفاه

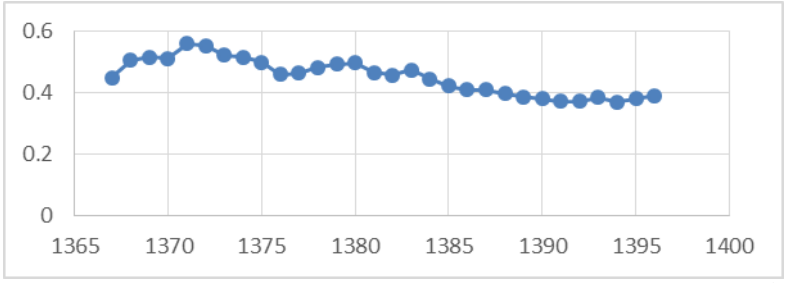
اندازه‌گیری رفاه، یکی از مبانی تحلیل سیاست‌های بخش عمومی است. یک بررسی جامع در مورد مالیات‌ها، یارانه‌ها، برنامه‌های انتقالی، اصلاح مراقبت‌های بهداشتی، مقررات، سیاست‌های زیست‌محیطی، سیستم تأمین اجتماعی و اصلاح آموزشی باید در نهایت در پاسخ به این پرسش باشد که این سیاست‌ها، چگونه بر رفاه افراد اثر می‌گذارند (اسلیسنیک، ۱۹۹۸)[1]. با تغییر شرایط اقتصادی، مانند تغییر قیمت‌ها، میزان مطلوبیت به دست آمده مصرف‌کنندگان ممکن است افزایش یا کاهش یابد. برای چگونگی و شدت تأثیرپذیری مطلوبیت و تغییر جبرانی مصرف‌کننده، از معیار تغییر جبرانی[2] (CV) استفاده می‌شود (فرمان آرا و موسوی، ۱۳۹۲). این معیار از قیمت‌های جدید

[1]. Slesnick (1998)
[2]. Compensating Variations

به عنوان قیمت پایه استفاده می‌کند و می‌پرسد چقدر درآمد برای جبران مصرف‌کننده در تغییر قیمت جدید لازم خواهد بود.

۲-۱-۳- اثر تورم بر فقر

از جنبه‌های دیگر این تحقیق اثر تغییرات قیمت بر سطح حداقل استاندارد زندگی مصرف‌کنندگان است. نمودار ۱ سهم مخارج خوراک از مخارج کل را طی دوران بررسی نشان می‌دهد. این سهم مخارج به عنوان حداقل نیاز ضروری زندگی طی دوران مطالعه در حال کاهش است. یک معیار راهبردی مناسب جهت دستیابی به روند تغییرات سطح حداقل استاندارد زندگی مصرف‌کنندگان خط فقر مبتنی بر تغذیه است. خط فقر عبارت است از مخارجی که یک فرد در یک زمان و مکان معین برای دسترسی به یک سطح حداقل رفاه متحمل می‌شود. افرادی که به این سطح رفاه دسترسی ندارند فقیر تلقی می‌شوند و کسانی که به این سطح حداقل رفاه دسترسی دارند غیر فقیر می‌باشند (راوالیون و پرادان، ۱۹۹۸)[1].



مأخذ: داده‌های استخراج شده از مخارج بودجه خانوار

نمودار ۱: سهم مخارج گروه خوراک طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۶۷

۲-۱-۴- اثر تورم بر توزیع مخارج خانوار

جنبه‌های دیگر این تحقیق بررسی اثر تغییرات قیمت بر توزیع مخارج خانوار روستایی است. وجود نابرابری گسترده در توزیع درآمد، سلامت، بهداشت، آموزش و ... به بروز بی‌عدالتی و فقر منجر می‌شود، چراکه با فرض هر سطحی از رشد اقتصادی، نابرابری بالا در هر یک از شاخص‌های توزیع باعث ایجاد شکاف بیشتر در طبقات جامعه و گسترش فقر می‌شود (محمدزاده و همکاران،

[1]. Ravallion & Pradhan (1998)

۱۳۹۶). این عامل می‌تواند به آن دلیل باشد که سهم اندکی از منابع و امکانات به اقشار محروم و طبقات پایین درآمدی می‌رسد.

۲-۲- ادبیات تجربی

تاکنون در زمینه اثرات تورمی سیاست هدفمندی یارانه‌ها بر شاخص‌های رفاهی، مطالعات فراوانی انجام شده است، آن‌چه در همه این مطالعات به چشم می‌خورد اتفاق نظر بیشتر اقتصاددانان در زمینه حذف یارانه‌های عام و هدفمند کردن آن‌ها به گروه‌های ذینفع است. این رویکرد تقریباً در بین اقتصاددانان داخلی نیز به چشم می‌خورد و تقریباً همگی مدعی‌اند که این شیوه دخالت دولت در بازار، ضمن هزینه‌های سنگین آن بر بودجه دولت، کارایی پایینی برای حمایت از گروه‌های فقیر دارد و از سوی دیگر کارایی این سیاست در عرصه تخصیص بهینه منابع با چالش‌های جدی مواجه است. در ایران نیز با توجه به این‌که اجرای برنامه هدفمندسازی یارانه‌ها در ماه‌های پایانی سال ۱۳۸۹ جنبه اجرایی و عملی به خود گرفته است، از سوی دیگر به دلیل در دسترس نبودن یا منتشر نشدن آمار و اطلاعات، بررسی اثرات ایجاد شده توسط برنامه هدفمندسازی یارانه‌ها بر متغیرهای اقتصادی نظیر تورم و شاخص قیمت‌ها، نرخ بیکاری، تولید، نابرابری و توزیع درآمد کمتر مورد توجه و مطالعه قرارگرفته است. لذا نتایج عمده مطالعات انجام شده در داخل که به این موضوع پرداخته‌اند بیشتر مبتنی بر پیش‌بینی بوده و مسئله نابرابری، توزیع درآمد و رفاه نیز در آن‌ها کمتر مورد توجه قرارگرفته است.

۲-۲-۱- مطالعات خارجی

پاشاردس و همکاران[1] (۲۰۱۴) تأثیرات افزایش قیمت برق در قبرس را با استفاده از سیستم تقاضای مصرف‌کننده[2] ارزیابی کردند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که افزایش در قیمت‌های انرژی منجر به از دست دادن رفاه بیش از ۳۳ میلیون نفر می‌شود و خانوارهای شهری و کوچک بیشتر از بقیه تحت تأثیر قرار خواهند گرفت و بزرگ‌ترین سهم رفاه از دست رفته خانوار ناشی از قیمت بالای انرژی است. میرنظامی[3] (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های هزینه خانوارهای کانادایی به تجزیه و تحلیل مصرف برق، گاز طبیعی و دیگر سوخت‌ها به منظور بررسی این‌که خانوارهای پر درآمد

1. Pashardes (2014)
2. QUAIDS
3. Mirnezami (2014)

تا چه اندازه مصرف انرژی بالاتری دارند، پرداخت. نتایج نشان داد که هرچند نابرابری در مصرف برق وجود دارد، اما توزیع آن عادلانه‌تر از توزیع درآمد است. همچنین این مقاله به بررسی نحوه‌های مختلف قیمت‌گذاری در ایالات مختلف کانادا می‌پردازد که منجر به سطوح مختلف مصرف می‌شود (هنگامی‌که آب و هوا و شرایط محیطی قابل مقایسه باشند). به این معنی که در یک بازار برق یارانه‌ای خانوارهای پر درآمد، به مقدار بیشتری از منابع انرژی استفاده می‌کنند. نویسنده اشاره می‌کند که دولت‌ها به سمت قیمت‌گذاری یکپارچه مبتنی بر بازار حرکت می‌کنند که شامل برداشتن یارانه از منابع طبیعی عمومی، به منظور استفاده بهینه از انرژی است.

باینگ و همکاران[1] (۲۰۱۵) اثر افزایش قیمت انرژی در بین سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۳ در شصت و نه شهر (به استثنای خانوارهای کشاورزان و ماهیگیران) از جمله خانوارهای یک نفره کشور کره جنوبی را بررسی کردند. آن‌ها در یک مدل رگرسیون لجستیک[2] دریافتند که اولاً، اقلیت‌های اجتماعی مانند سالمندان، خانواده‌های معلول و تک والدین و همچنین خانواده‌های کم درآمد در برابر فقر انرژی (یک خانواده فقیر انرژی به عنوان خانواده‌ای تعریف می‌شود که بیش از ۱۰٪ از درآمد خود را صرف نیازهای اولیه انرژی، مانند گرمایش، پخت و پز و روشنایی می‌کند) آسیب‌پذیرتر هستند. دوماً، از دلایل فقر انرژی خانوارهای کم درآمد این است که آن‌ها نمی‌توانند لوازم انرژی کارآمد داشته باشند. با استفاده از برنامه‌های رفاه انرژی، می‌توان نسبت فقر انرژی را کاهش داد؛ و بنابراین، مداخله دولت لازم است. شارلر و کاهولی[3] (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های پانل و روش رگرسیون آستانه پنل[4] واکنش خانوارهای کشور فرانسه در دوره زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۴ به نوسانات قیمت انرژی را در یک مدل غیر خطی بررسی کردند. رژیم‌ها در این تحقیق درآمد خانوارها است که به خانوارهای با درآمد پایین (فقیر) و خانوارهای با درآمد بالا تقسیم می‌شوند. نتایج نشان داد که خانوارها با توجه به دامنه درآمدی واکنش متفاوتی به تغییرات قیمت انرژی نشان می‌دهند. خانوارهای فقیر دارای کشش قیمتی بالاتر نسبت به خانوارهای با درآمد بالاتر هستند و واکنش بیشتری به تغییرات قیمت انرژی از خود نشان می‌دهند. رنر و همکاران[5] (۲۰۱۹) با

1. Byung et al
2. Logestic Regression
3. Charlier and Kahouli
4. Panel Threshold Regression (PTR)
5. Renner et al

استفاده از داده‌های برش مقطعی[1] مخارج خانوار روستایی و شهری کشور اندونزی پیامدهای رفاه و فقر انرژی در اثر تغییرات قیمت حامل‌های انرژی بین سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۳ را بررسی کردند. در ابتدا با استفاده از سیستم تقاضا (QUAIDS) تابع تقاضای فرآورده‌های نفتی خانوارها تخمین زده شد و با استفاده از پارامترهای مدل رفاه خانوارها بررسی شده است. همچنین به منظور بررسی اثرات ناهمگون این تغییرات قیمتی تغییرات توزیع درآمد و فقر انرژی هم‌زمان بررسی گردید. تجزیه و تحلیل نشان داد؛ قیمت انرژی ممکن است به عنوان ابزاری مؤثر برای کاهش مصرف انرژی عمل کند، اما تأثیرات منفی رفاهی و توزیعی مهمی بر خانوار شهری و روستایی داشته و همچنین فقر انرژی را در این کشور افزایش داده که خانوارهای روستایی بیشتر متضرر شده‌اند. سیاست‌های حمایتی دولت در کنار افزایش قیمت حامل‌ها می‌تواند اثرات منفی را کاهش دهد.

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

محمدی و همکاران (۱۳۹۴) تأثیر تغییر قیمت‌ها بر توزیع درآمد و رفاه اجتماعی در مناطق شهری ایران را طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۷۰ بررسی کردند. از این رو ضریب انگل در سیستم مخارج خطی را با استفاده از داده‌های بودجه خانوارهای شهری و تکنیک اقتصادسنجی سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط برآورد کردند و شاخص درآمد معادل برای ۱۰ دهک هزینه‌ای محاسبه و بر اساس آن کمیت نابرابری و شاخص رفاه اتکینسون را محاسبه نمودند. نتایج نشان داد نابرابری درآمد در بین دهک‌های هزینه‌ای خانوارهای شهری طی دوره‌هایی که اقتصاد تورم بالایی داشته، بیشتر شده است. به علاوه بخش قابل توجهی از تغییرات رفاه اجتماعی ناشی از تغییرات رفاه خصوصی خانوارهاست. صادقی و همکاران (۱۳۹۵) اثرات تعدیل قیمت کالاهای اساسی بر رفاه خانوارهای مناطق شهری استان اصفهان و شناسایی ترتیب آسیب‌پذیری دهک‌های درآمدی از این تغییرات را طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۳ بررسی کردند. برای این منظور، از سیستم مخارج خطی و معیارهای تغییرات جبرانی و تغییرات معادل جهت ارزیابی رفاه استفاده کردند. نتایج نشان داد خانوارها بعد از تعدیل قیمت‌ها دچار افت رفاهی شده‌اند و دهک اول درآمدی، آسیب‌پذیرترین دهک در مقابل افزایش قیمت‌ها بوده است. نوراللهی و همکاران (۱۳۹۶) اثرات افزایش قیمت کالاهای مورد مطالعه (نان، شیر، آب و برق و گاز) بر رفاه خانوارهای شهری را بررسی کردند. به این منظور با تکیه بر تئوری‌های مربوط به اندازه‌گیری تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان، فرمول تغییرات جبرانی

[1]. Cross-Section Survey Collected Annually

در چارچوب سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) را استخراج نمودند. در ادامه، سیستم تقاضا بر اساس داده‌های بودجه و شاخص قیمت خانوارهای شهری ایران در سه گروه عمده درآمدی (هزینه‌ای) برای دوره زمانی ۱۳۹۲- ۱۳۸۹ و با استفاده از روش SUR برآورد و پارامترهای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و معیار تغییرات جبرانی محاسبه شد. نتایج تحقیق نشان داد که تغییرات جبرانی در این دوره زمانی مثبت بوده یعنی، افزایش قیمت در این دوره زمانی موجب کاهش رفاه خانوارهای شهری شده است. درصد کاهش رفاه ناشی از افزایش قیمت کالاها در گروه‌های پایین درآمدی بیشتر از گروه‌های میانی و گروه‌های بالای درآمدی (هزینه‌ای) است زیرا درآمدی که خانوارهای گروه‌های پایین درآمدی (هزینه‌ای) از دست می‌دهند سهم بیشتری از درآمد این خانوارها بوده و در حقیقت رفاه بیشتری نسبت به خانوارهای گروه‌های بالای درآمدی از دست می‌دهند. نعمت اللهی و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی محاسبه پذیر، به بررسی پیامدهای رفاهی و آثار زیست‌محیطی، ناشی از به‌کارگیری وضع مالیات بر مصرف انرژی فسیلی و پرداخت یارانه به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه، برای اقتصاد ایران، پرداخته‌اند. این مدل به وسیله ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ عدد دهی شده و تحت دو سناریوی اخذ مالیات بر مصرف انرژی و پرداخت یارانه به تحقیق و توسعه در نرخ‌های مختلف ۵، ۱۰، ۱۵ و ۲۰ درصد مورد بررسی قرارگرفته است. نتایج نشان می‌دهد که اخذ مالیات بر مصرف انرژی فسیلی، منجر به کاهش شاخص‌های مصرف، سرمایه‌گذاری فیزیکی و سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه شده و سطح رفاه را کاهش می‌دهد. پرداخت یارانه به تحقیق و توسعه نیز منجر به کاهش شاخص‌های مصرف و سرمایه‌گذاری فیزیکی و در مقابل افزایش در سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه می‌شود.

۳- ارائه الگوی پژوهش و تبیین روش برآورد

هدف تحقیق بررسی اثرات افزایش قیمت گروه‌های کالایی مورد مطالعه (حامل‌های انرژی، خوراک، مسکن، بهداشت و درمان و حمل و نقل) بر رفاه، فقر و توزیع مخارج خانوارهای روستایی کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۷ است. مهم است آثار افزایش قیمت از جوانب مختلف بررسی شود زیرا شاخص رفاه، فقر و توزیع درآمد با یکدیگر مربوط هستند، ولی نه به این صورت که رابطه قطعی و مشخصی بین آن‌ها وجود داشته باشد. به این صورت که توزیع نامناسب درآمد به معنی فقر و یا کاهش رفاه نبوده و عکس آن نیز، الزاماً صدق نمی‌کند، یعنی توزیع

مناسب درآمد فقدان فقر و بهبود رفاهی را نوید نمی‌دهد. امکان دارد که در جامعه‌ای توزیع درآمد نامناسب باشد ولی فقر قابل ملاحظه‌ای وجود نداشته باشد، در حالی که در شرایط توزیع مناسب‌تر درآمد می‌تواند فقر شدیدی نیز مطرح گردد (پژویان، ۱۳۷۵). بنابراین با توجه به اهمیت بررسی هم‌زمان رفاه، فقر و توزیع درآمد خانوارها، در این بخش سیستم تقاضا و روش برآورد شاخص‌های رفاهی و روش محاسبه خط فقر و ضریب جینی شرح داده می‌شود.

۳-۱- سیستم تقاضای مصرف‌کننده

سیستم‌های تقاضای مصرف‌کننده بیان می‌کند که چگونه مصرف‌کننده درآمد خود را بین انواع مختلف کالاها تخصیص دهد. این مدل‌ها، معمولاً مبتنی بر تئوری‌های اقتصاد خرد هستند که طرف تقاضا را لحاظ و اطلاعات طرف عرضه را نادیده می‌گیرند. به عبارت دیگر تقاضا را مستقل از طرف عرضه، تحلیل می‌کنند.

۳-۱-۱- سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

این سیستم مبتنی بر تابع مخارج خطی (هزینه) تعمیم‌یافته لگاریتم مستقل از قیمت[1] است که برای اولین بار توسط مولباور معرفی شد (دیتون و مولبور، ۱۹۸۰)[2]. تابع مذکور به‌صورت زیر است:

$$ln\, c(u,p) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \, ln\, p_k + \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} ln\, p_k \, ln\, p_j + u\beta_0 \prod_{k=1}^{n} p_k^{\beta_k} \qquad (۱)$$

که در آن u سطح مطلوبیت است و a_i، β_i و γ_{ij}^{*} پارامتر هستند. دیتون و مولباور برای استخراج سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، تابع تقاضای جبرانی را بر اساس تابع مخارج ۱ به دست آورده و پس از آن تابع مطلوبیت غیر مستقیم را استخراج نموده و نهایتاً تابع تقاضای غیر جبرانی را به دست آورده‌اند. معادلات سهمی غیر جبرانی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل از رابطه ۲ به دست می‌آید:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \, ln p_j + \beta_j ln\left(\frac{M}{p}\right) \qquad (۲)$$

[1]. Price Independent Generalized Logarithmic (PIGLOG)
[2]. Deaton and Muellbur (1980)

که w_i سهم مخارج کالای iام، تابعی از m و p به دست می‌آید. در رابطه فوق $\ln p$ بر حسب سایر مقادیر از رابطه ۳ به دست می‌آید.

$$ln\,P = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j\, ln\, p_j + \frac{1}{2}\sum_i \sum_j \gamma_{ij}\, ln\, p_i\, ln\, p_j \qquad (۳)$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، غیر خطی بوده که معمولاً برای خطی کردن آن از شاخص استون[1] به عنوان یک جانشین[2] به جای شاخص واقعی p استفاده می‌شود. شاخص استون از رابطه ۴ به دست می‌آید:

$$Ln\, p_t^* = \sum_{j=1}^{n} w_{jt}\, ln\, p_{jt} \qquad (۴)$$

در این رابطه، p_{jt} قیمت کالاها در گروه‌های مورد بررسی و w_{jt} سهم کالای مورد بررسی در بودجه خانوار است. با به‌کارگیری معادله ۴، مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی شده و به راحتی قابل تخمین است، که به آن اصطلاحاً فرم تقریب خطی دستگاه معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل[3] گویند. این سیستم برای سازگاری با نظریه‌های تقاضا دارای محدودیت‌هایی چون جمع‌پذیری[4]، همگنی[5] و تقارن[6] است که تنها به مقدار پارامترهای نامشخص مدل بستگی دارد. محدودیت‌های فوق به ترتیب عبارت‌اند از:

$$\sum_i \gamma_{ij} = 0 \qquad \sum_i \beta_i = 0 \qquad \sum_i \alpha_{ij} = 0 \qquad (۵)$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \qquad (۶)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \qquad i \neq j \qquad (۷)$$

از مجموعه قیدهای فوق، قید همگنی و تقارن مورد آزمون قرار می‌گیرند و قید جمع‌پذیری بر مدل تحمیل شده و احتیاجی به آزمون ندارد. کشش‌های قیمتی (جبران نشده) خودی، متقاطع و کشش درآمدی (مخارج) به ترتیب توسط روابط (۸) تا (۱۰) مشخص‌شده‌اند:

$$\varepsilon_{ii} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i - 1 \qquad (۸)$$

---

1. Stone Index
2. Proxy
3. Linear Approximate Almost Ideal Demand System LA/AIDS
4. Addig-up
5. Homogeneity Restriction
6. Symmetry Restriction

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \left(\frac{w_j}{w_i}\right) \quad (۹)$$

$$\varepsilon_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (۱۰)$$

درزمینه شکل تابعی مناسب، دیتون و مولباور الگوی قابل برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را به صورت رابطه ۱۱ (که توسط رابطه ۲ ارائه شده) معرفی می‌کنند.

$$w_i = (\alpha_i - \beta_i \alpha_0) + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \left(\ln M - \alpha_0 - \sum \alpha_k \ln p_k - \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{ij} \ln p_k \ln p_j\right) \quad (۱۱)$$

تقریب خطی آن به صورت زیر بوده و α_i^* برابر $(\alpha_i - \beta_i \alpha_0)$ است:

$$w_{it} = \alpha_i^* + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \ln \left(\frac{M_t}{P_t}\right) \quad (۱۲)$$

در رابطه ۱۲، متغیر w_{it} سهم گروه کالایی مورد بررسی از بودجه کل، α_i^*، γ_{ij} و β_i پارامترهای مدل که از تخمین مدل به دست می‌آیند و M_t مخارج کل گروه مورد بررسی و P_t شاخص استون است.

۳-۱-۲- استخراج تابع تغییرات جبرانی برای سیستم تقاضای ایده‌آل

تغییرات جبرانی طبق تعریف عبارت است از حداقل مقداری که به مصرف‌کننده به دلیل افزایش قیمت داده می‌شود تا وی بتواند به همان سطح مطلوبیت قبلی دست یابد.

$$cv = c(u^0, p^1) - c(u^0, p^0) \quad (۱۳)$$

اولین رابطه در طرف راست مخارج مصرف‌کننده در سطح مطلوبیت اولیه و در بردار قیمتی یک و دومین رابطه مخارج مصرف‌کننده در سطح مطلوبیت صفر و بردار قیمتی صفر را نشان می‌دهد. از تفاوت این دو سطح مطلوبیت شاخص تغییرات جبرانی محاسبه می‌گردد. با انجام محاسبات ریاضی و جایگزینی مناسب معادله ۱۴ به صورت زیر استخراج می‌شود:

$$CV = exp\left[A_1 + \prod_{i=1}^{n} (p_i^1 / p_i^0)^{\beta_i} (log c(u^0, p^0) - A_0)\right] - C(u^0, p^0) \quad (۱۴)$$

$$A_0 = a_0 + \sum_{i=1}^{n} a_i \log p_i^0 + {}^1/_2 \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_i^0 \log p_j^0$$

$$A_1 = a_0 + \sum_{i=1}^{n} a_i \log p_i^1 + {}^1/_2 \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_i^1 \log p_j^1$$

که در آن p_i^0 و p_j^0 بردار شاخص قیمت کالای j و i قبل از تغییر قیمت و p_i^1 و p_j^1 بردار شاخص قیمت کالای j و iام بعد از تغییر قیمت می‌باشد. در این تحقیق به منظور تخمین مدل و آزمون‌های مرتبط از نرم‌افزار Eviews استفاده می‌شود.

۳-۲- خط فقر

جهت محاسبه خط فقر، از روش دریافت انرژی غذایی که در سال ۱۹۹۹ برای کشورهای ویتنام، اندونزی، فیلیپین، تایلند و چین به‌کار رفته، استفاده شده است (راوالیون و بیدانی، ۱۹۹۹)[1]. در ایران نیز با استفاده از این روش خط فقر مطلق محاسبه شده است (پژویان، ۱۳۷۳). اندازه‌گیری خط فقر بر اساس نیاز به کالری بر مفهوم فقر مطلق و نیازهای اساسی استوار است. به این صورت که ابتدا فرض می‌شود (بر اساس نظر متخصصان تغذیه) هر فرد روزانه به مقدار معین کالری نیاز دارد. در این مطالعه فرض نیاز به ۲۳۰۰ کالری در نظر گرفته شده است. به منظور محاسبه خط فقر نیاز است ماتریس عملکرد تغذیه‌ای معرفی شود. این ماتریس نتیجه دو ماتریس است. ماتریس اول شامل مقادیر مصرف اقلام مختلف در یک سال بر اساس بخش خوراکی پرسشنامه‌های طرح هزینه درآمد خانوار و ماتریس دوم شامل ارزش‌های غذایی اقلام مختلف در یک کیلوگرم است. در این تحقیق سطرهای ماتریس اول را ۱۲۲ قلم کالای غذایی بر اساس طبقه‌بندی مرکز آمار ایران در طرح هزینه و درآمد خانوار و ستون‌های آن را مقادیر مصرف اقلام مختلف غذایی توسط یک فرد شاخص روستایی و بیستک‌های درآمدی تشکیل می‌دهد. به عبارت دیگر یک ماتریس ۱۲۲ در ۲۰ خواهیم داشت. سطرهای ماتریس دوم را ۱۰ نوع ارزش غذایی شامل انرژی (کالری)، پروتئین، کربوهیدرات، چربی کل، ویتامین A، ویتامین B12، کلسیم، فسفر، آهن و روی، و ستون‌های آن را ارزش غذایی ۱۲۲ قلم کالای غذایی مختلف در هر کیلوگرم تشکیل می‌دهد. لذا یک ماتریس ۱۰ در ۱۲۲ خواهیم داشت. از ضرب دو ماتریس مذکور ماتریس عملکرد تغذیه‌ای خانوارهای روستایی برآورد می‌گردد. این ماتریس ۲۰ در ۱۰ است.

[1]. Ravallion and Bidani (1999)

۳-۲-۱- برآورد خط فقر بر اساس نیاز به کالری

با استفاده از ماتریس عملکرد تغذیه‌ای که پیش‌تر به آن اشاره شد، میزان انرژی دریافتی در هر بیستک در طول روز به دست می‌آید. در مرحله بعد اولین گروهی که میزان انرژی iام دریافتی‌اش برابر یا بیشتر از ۲۳۰۰ کالری باشد ثبت می‌گردد. برای مثال اگر در سال t اولین بیستکی باشد که حداقل انرژی مورد نظر را دریافت کرده است، رقم انرژی دریافتی این بیستک به صورت C_i^t مورد توجه قرار می‌گیرد. در مرحله بعد با تقسیم مخارج کل بیستکiام بر میزان انرژی دریافتی این بیستک هزینه ریالی تأمین هر واحد کالری مشخص می‌گردد:

$$E_{ci}^t = \frac{E_i^t}{C_i^t}$$

در رابطه فوق E_i^t مخارج کل بیستک iام، C_i^t میزان انرژی دریافتی گروه iام و E_{ci}^t مخارجی است که گروه iام برای تأمین هر واحد کالری متحمل شده است. در مرحله بعد مازاد انرژی دریافتی گروه iام نسبت به حداقل انرژی توصیه شده (۲۳۰۰ کالری) محاسبه می‌شود و عدد به دست آمده در هزینه هر واحد انرژی ضرب می‌گردد.

$$(EC)_i^t = C_i^t - 2300$$
$$(EE)_i^t = (EC)_i^t \times E_{ci}^t$$

$(EC)_i^t$ مازاد کالری دریافتی گروه iام و $(EE)_i^t$ مخارج اضافی گروه iام است. در آخرین مرحله با کم نمودن مخارج اضافی گروه iام $(EE)_i^t$ از کل مخارج دهک iام E_i^t، خط فقر کلی برای سال t محاسبه می‌شود:

$$PL = E_i^t - (EE)_i^t$$

به عنوان مثال؛ ماتریس عملکرد تغذیه‌ای برای سال ۱۳۸۱ محاسبه شده و سپس با استفاده از آن خط فقر بر اساس روابط اشاره شده برآورد می‌گردد.

۱. انتخاب اولین بیستکی که بیش از ۲۳۰۰ کالری انرژی دریافت داشته است.

۲۴۱۱=کالری بیستک هشتم (سال ۸۱)

۲. محاسبه تفاوت کالری دریافتی بیستک هشتم از انرژی استاندارد (۲۳۰۰)

۲۴۱۱-۲۳۰۰=۱۱۱

۳. محاسبه قیمت هر واحد کالری

۵۰۶۱=۲۴۱۱ / ۱۰۴۷۸۶۱۹= کالری دریافتی بیستک هشتم / مخارج کل بیستک هشتم

۴. محاسبه مخارج کالری دریافتی مازاد نیاز

۱۱۱×۴۳۴۶=۴۸۲۴۲۵

۵. محاسبه خط فقر سالانه

۹۹۹۶۱۹۴=۴۸۲۴۲۵-۱۰۴۷۸۶۱۹= مخارج کالری دریافتی مازاد بیستک هشتم- مخارج کل بیستک هشتم

۶. محاسبه خط فقر ماهانه

۸۳۳۰۱۶ =۹۹۹۶۱۹۴/۱۲= ۱۲/خط فقر سالانه

۳-۳- توزیع مخارج

به منظور بررسی و تحلیل سطح نابرابری روش‌های متعددی توسط آمارشناسان و اقتصاددانان معرفی شده است، یکی از مناسب‌ترین آن‌ها محاسبه ضریب جینی است. کمیتی که مقداری بین صفر (حداقل نابرابری) و یک (حداکثر نابرابری) داشته، مستقل از میانگین بوده و متقارن است (به این معنا که اگر افراد درآمدهایشان را دو به دو معاوضه کنند تغییری در ضریب جینی حاصل نمی‌شود)، در این شاخص انتقال درآمد از افراد غنی به افراد فقیر جامعه باعث کاهش شاخص شده و مقدار آن به توزیع گروه‌های کالایی در گروه‌های میانی جامعه حساس است. از رابطه $G = 1 - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i + y_{i-1})$ و با استفاده از نرم‌افزار R[1] قابل محاسبه می‌شود. در این رابطه y_i درصد تجمعی درآمد یا مخارج شاخص‌های مورد بررسی خانوارها و n تعداد گروه‌های درآمدی می‌باشد.

۴- روش تحقیق برآورد مدل

در این تحقیق خانوار به عنوان واحد آماری و مخارج مصرفی آن به عنوان داده‌های تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدنه آماری بودجه خانوار مشتمل بر اطلاعات هزینه خانوار و مرتبط با هشت

[1]. یک زبان برنامه‌نویسی و محیط نرم‌افزاری برای محاسبات آماری و علم داده‌ها است، که بر اساس زبان‌های اس و اسکیم پیاده‌سازی شده است.

گروه کالایی است که آن را جهت تخمین توابع تقاضا بسیار مناسب می‌سازد. شاخص‌های قیمتی گروه‌های کالایی مورد بررسی از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران به دست آمده و قیمت حامل‌های انرژی از ترازنامه انرژی منتشر شده وزارت نیرو تهیه شده است. لازم به ذکر است قیمت تک‌تک حامل‌های انرژی مورد بررسی در این تحقیق پس از تبدیل به واحد یکسان (بشکه معادل نفت خام) و با میانگین‌گیری وزنی (بر اساس سهم هر یک از حامل‌های انرژی) تبدیل به یک قیمت واحد با عنوان قیمت حامل‌های انرژی شده است. گروه‌های کالایی مورد بررسی در این تحقیق شامل خوراک، مسکن، حمل و نقل و ارتباطات، بهداشت و درمان و حامل‌های انرژی است. حامل‌های انرژی مورد استفاده خانوارها از زیرگروه سوخت و روشنایی مربوط به گروه مسکن، آب، فاضلاب، به صورت سوخت و روشنایی قابل رؤیت است و شامل برق، بنزین، گاز طبیعی، گاز مایع، نفت سفید، گازوئیل و نفت سیاه است.

در این بخش در ابتدا به تخمین تابع تقاضا پرداخته و سپس شاخص رفاهی محاسبه می‌شود. در گام بعد خط فقر و توزیع مخارج خانوار روستایی محاسبه می‌گردد.

۴-۱- تخمین تابع تقاضا و محاسبه شاخص‌های رفاهی

۴-۱-۱- معرفی مدل

در سیستم تقاضای مورد بررسی متغیرهای *WE*، *WF*، *WD*، *WH*، *WT*، *WO* به ترتیب نشان‌دهنده سهم حامل‌های انرژی، خوراک، مسکن، بهداشت، حمل و نقل و سایر گروه‌های کالایی از کل مخارج خانوار روستایی است. متغیرهای pe، pf، pd، ph، pt، po، M و p^* به ترتیب قیمت اسمی گروه‌های کالایی حامل انرژی، خوراک، مسکن، بهداشت، حمل و نقل، سایر گروه‌های مخارج و شاخص استون است. به منظور واقعی کردن قیمت حامل‌های انرژی و واقعی کردن مخارج به ترتیب از نرخ تورم و شاخص استون به صورت $(lnM - lnp^*) = lnM^*$ استفاده شده است. همچنین *ln* در ابتدای نام هریک از متغیرها به معنای لگاریتم طبیعی آن متغیر است. در نهایت به منظور رعایت محدودیت‌های تقارن، جمع‌پذیری و همگنی در حالت شش گروه کالایی، کافی است پنج معادله از شش معادله مذکور برآورد و ضرایب معادله ششم جهت رعایت محدودیت‌های فوق محاسبه شود. مدل مناسب برای تخمین تقاضای کالاهای مورد مطالعه بر اساس سیستم تقاضای *AIDS* به صورت زیر است. از آن‌جا که در برآورد سیستم معادلات

تقاضا، بین جملات خطای معادلات مختلف همبستگی وجود دارد، در تخمین آن از روش رگرسیون معادلات به‌ظاهر نامرتبط (SUR)[1] استفاده می‌شود.

$$\begin{cases} WE = c_{10} + c_{11}lnpe + c_{12}lnpf + c_{13}lnpd + c_{14}lnph + c_{15}lnpt + c_{16}lnpo + c_{17}lnM^* + u_1 \\ WF = c_{20} + c_{21}lnpe + c_{22}lnpf + c_{23}lnpd + c_{24}lnph + c_{25}lnpt + c_{26}lnpo + c_{27}lnM^* + u_2 \\ WD = c_{30} + c_{31}lnpe + c_{32}lnpf + c_{33}lnpd + c_{34}lnph + c_{35}lnpt_i + c_{36}lnpo + c_{37}lnM^* + u_3 \\ WH = c_{40} + c_{41}lnpe + c_{42}lnpf + c_{43}lnpd + c_{44}lnph + c_{45}lnpt_i + c_{46}lnpo + c_{47}lnM^* + u_4 \\ WT = c_{50} + c_{51}lnpe + c_{52}lnpf + c_{53}lnpd + c_{54}lnph + c_{55}lnpt_i + c_{56}lnpo + c_{57}lnM^* + u_5 \\ WO = c_{60} + c_{61}lnpe + c_{62}lnpf + c_{63}lnpd + c_{64}lnph + c_{65}lnpt_i + c_{66}lnpo + c_{67}lnM^* + u_6 \end{cases}$$

۴-۱-۲- آزمون ریشه واحد

قبل از تخمین مدل نیاز است مانایی[2] متغیرهای مدل با استفاده از آزمون ADF[3] مورد بررسی قرار گیرد و در صورتی که متغیرها در سطح مانا نگردند با استفاده از تفاضل‌گیری مراتب بعدی آن مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتیجه این آزمون در جدول ۲ نشان می‌دهد از ۱۳ متغیر مستقل و وابسته ۸ متغیر در سطح پایا هستند و ۵ متغیر دیگر در سطح پایا نشده‌اند بلکه در تفاضل درجه اول پایا شده‌اند و لذا تأیید نتایج به دست آمده موکول به تأیید بردار همجمعی[4] است.

جدول ۲: آزمون مانایی در متغیرهای وابسته و مستقل

متغیر	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته	نتیجه آزمون
WE	سطح	پایا
WF	سطح	پایا
WD	سطح	پایا
WH	تفاضل مرتبه اول	پایا
WO	تفاضل مرتبه اول	پایا
WT	سطح	پایا
lnp	سطح	پایا
$lnpf$	تفاضل مرتبه اول	پایا
$lnpd$	سطح	پایا
$lnph$	سطح	پایا
$lnpo$	تفاضل مرتبه اول	پایا
$lnpt$	تفاضل مرتبه اول	پایا
$logm - logp^*$	سطح	پایا

مأخذ: نتایج تحقیق

[1]. Seemingly Unrelated Regression (SUR)
[2]. Stationary
[3]. Augmented Dickey-Fuller
[4]. Cointegration

۴-۱-۳- نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضا

به منظور تخمین و برآورد پارامترهای مدل سیستم تقاضای ایده‌آل، ابتدا سیستم معادلات به صورت غیر مقید تخمین زده می‌شود و سپس به آزمون محدودیت‌های همگنی و تقارن پرداخته و در صورت پذیرش این قیود، مدل به صورت مقید برآورد می‌شود. نتایج تخمین هم در جدول ۳ و هم به صورت دستگاه معادلات نشان داده شده است. از ۴۰ پارامتر درون مدل، فقط ۵ پارامتر در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیستند. ضرایب تعیین[1] و دوربین واتسون[2] برای تمامی معادلات به ترتیب مقادیر نزدیک به یک و دو را نشان می‌دهد که نشان از خوبی برازش دارد. ضرایب خود قیمتی تمامی حامل‌ها با سطح احتمال بسیار بالایی معنی‌دار هستند. دلیل این امر آن است که روند تغییرات مقدار مصرف و قیمت اسمی هر یک از گروه‌های کالایی کاملاً همسو است و حتی نوسان‌های آن‌ها نیز تقریباً با هم هماهنگ است. ضریب خود قیمتی گروه حامل‌های انرژی، بهداشت و حمل و نقل منفی است. به این معنی که مثلاً اگر قیمت گروه کالایی حامل‌های انرژی یک درصد افزایش یابد، سهم گروه کالایی حامل‌های انرژی از کل مخارج انرژی خانوارها به میزان ۰/۰۶۳ کاهش خواهد یافت. بنابراین با توجه به نوع زندگی خانوار روستایی، با افزایش قیمت در گروه‌های حامل‌های انرژی، بهداشت و حمل و نقل، خانوار روستایی اقدام به جانشین کردن کالاهای دیگر به جای این گروه‌های کالایی در سبد مصرفی خود خواهد کرد. اما ضریب خود قیمتی خوراک و مسکن مثبت است و بیان‌گر این است که با افزایش قیمت واقعی این گروه‌های کالایی، سهم مخارج آن‌ها در سبد مصرفی خانوار افزایش می‌یابد که نشان از ناتوانی خانوار در واکنش به افزایش قیمت و ناتوانی در جانشینی این گروه‌های کالاها در سبد بودجه خانوار دارد.

$$
\begin{cases}
WE = 0.91 - 0.063lnpe - 0.010lnpf + 0.032lnpd + 0.019lnph - 0.024lnpt + 0.025lnpo - 0.036lnM^* \\
WF = -0.49 - 0.010lnpe + 0.050lnpf0.017lnpd + 0.072lnph + 0.210lnpt - 0.445lnpo - 0.011lnM^* \\
WD = 3.49 - 0.50lnpe - 0.620npf + 0.045lnpd + 0.167lnph - 0.026lnpt_i + 0.663lnpo - 0.062lnM^* \\
WH = -0.23 + 0.50npe - 0.002lnpf - 0.036lnpd - 0.019lnph - 0.015lnpt_i0.082lnpo - 0.0150lnM^* \\
WT = -0.48 + 0.074lnpe + 0.046lnpf - 0.01lnpd + 0.039lnph - 0.08lnpt_i - 0.005lnpo - 0.006lnM^* \\
WO = 2.19 + 0.319lnpe + 0{,}423lnpf + 0.063lnpd - 0.200lnph - 0.063lnpt_i - 0.315lnpo - 0.018lnM^*
\end{cases}
$$

[1]. Coefficient of Determination
[2]. Durbin-Watson

جدول ۳: نتایج برآورد سیستم تقاضا

گروه کالایی	c_{10} (prob)	$c_{11}lnpe$ (prob)	$c_{12}lnpf$ (prob)	$c_{13}lnpd$ (prob)	$c_{14}lnph$ (prob)	$c_{15}lnpt$ (prob)	$c_{16}lnpo$ (prob)	$c_{17}M^*$ (prob)	R^2	DW
معادله اول	۰/۹۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۶۳ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۱۰ (۰,۶۰۹)	۰/۰۳۲ (۰/۰۱۷)	۰/۰۱۹ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۲۴ (۰/۰۴۷)	۰/۰۲۵ (۰/۰۳۸)	−۰/۰۳۶ (۰/۰۰۰)	۰/۸۱	۱/۵۰
معادله دوم	−۰/۴۹ (۰/۴۱۵)	۰/۱۲ (۰/۰۵۰)	۰/۰۵ (۰,۰۴۰)	۰/۰۱۷ (۰/۰۴۰)	۰/۰۷۲ (۰/۰۰۰)	۰/۲۱ (۰/۰۰۵)	−۰/۴۴۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۱ (۰/۰۱۶)	۰/۹۵	۱/۹۹
معادله سوم	۳/۴۹ (۰/۰۳۳۸)	−۰/۵۰ (۰/۰۰۰)	−۰/۶۲ (۰,۰۲۰)	۰/۰۴۵ (۰/۰۰۰)	۰,۱۶۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۲۶ (۰/۰۰۰)	۰/۶۶۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۶۲ (۰/۱۶۹)	۰/۷۱	۱/۳۷
معادله چهارم	−۰/۲۳ (۰/۰۰۰)	۰/۵۰ (۰/۰۱۶)	−۰/۰۰۲ (۰,۰۲۵)	−۰/۰۳۶ (۰/۰۰۰)	−۰,۰۱۹ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۱۵ (۰/۴۳۶)	۰/۰۸۲ (۰/۰۵۰)	−۰/۰۱۵ (۰,۰۰۰)	۰/۹۶	۱/۶۲
معادله پنجم	−۰/۴۸ (۰/۰۳۹)	۰/۰۷۴ (۰/۰۵۰)	۰/۰۴۶ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۳۱ (۰/۰۵۰)	۰/۰۳۹ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۸۰ (۰/۰۴۵)	−۰/۰۰۸ (۰/۹۲۷)	−۰/۰۰۳۶ (۰,۰۴۳)	۰/۹۵	۱/۵۸
معادله ششم	−۲/۱۹	۰/۳۱۹	۰/۴۲۳	۰/۰۶۳	−۰/۲۰۰	−۰/۰۶۳	۰/۳۱۵	−۰/۰۱۸	.....	.....

مأخذ: نتایج تحقیق

۴-۱-۴- آزمون‌های مدل تقاضای سیستمی

آزمون‌های زیر صحت و درستی مدل را بررسی می‌کنند.

۴-۱-۴-۱- آزمون همجمعی

فرضیه آزمون همجمعی به صورت زیر است. فرضیه صفر نشان‌دهنده عدم وجود همجمعی بین متغیرها و فرضیه مقابل نشان‌دهنده وجود همجمعی بین متغیرها است.

$$\begin{cases} H_0: \delta \geq 0 \\ H_0: \delta < 0 \end{cases}$$

پس از برآورد رابطه بلندمدت، خطای تخمین محاسبه و سپس با استفاده از رابطه فوق آزمون ADF انجام می‌شود. نتایج در جدول ۴ نشان از رد فرضیه صفر و پذیرش همجمعی دارد و یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای وابسته و متغیرهای توضیحی وجود دارد. لذا نتایج به دست آمده از سیستم برآورد شده، قابل‌اطمینان هست.

جدول ۴: نتایج آزمون همجمعی

گروه	آماره آزمون x^2	احتمال	فرضیه *H0*
حامل‌های انرژی	۵/۷۸	۰/۰۰۰	رد
خوراک	۶/۸۶	۰/۰۰۰	رد
مسکن	۳/۷۴	۰/۰۰۰	رد
بهداشت و درمان	۴/۳۱۱	۰/۰۰۰	رد
حمل و نقل	۳/۷۶	۰/۰۰۸	رد

مأخذ: نتایج تحقیق

۴-۱-۴-۲- آزمون قید همگنی

پس از برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به بررسی تائید یا رد قید همگنی پرداخته می‌شود. این فرضیه با استفاده از آزمون والد[1] برآورد شده و بررسی می‌گردد. نتایج این آزمون در جدول ۵ نشان داده شده است.

$$\begin{cases} H_0 = \sum_{j}^{4} \gamma_{ij} = 0 \\ H_0 = \sum_{j}^{4} \gamma_{ij} \neq 0 \end{cases}$$

جدول ۵: نتایج آزمون قید همگنی

گروه	آماره آزمون	احتمال	فرضیه *H0*	نتیجه آزمون
تمامی گروه‌ها به‌طور هم‌زمان	۲۱٫۹۸	۰٫۰۰۰۵	$\sum_{j}^{\cdot} \gamma_{ij} = 0$	رد

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج نشان می‌دهد فرضیه صفر برای کل سیستم رد شده است. به این معنی که جامعه روستایی دچار توهم پولی است و تقاضایشان با افزایش متناسب قیمت‌ها و درآمد تغییر خواهد کرد. لذا الگوی خود رگرسیون نامقید پذیرفته می‌شود.

۴-۱-۴-۳- آزمون قید تقارن

فرضیه قید تقارن به صورت رابطه زیر نشان داده می‌شود. این فرضیه با استفاده از آزمون والد برآورد می‌گردد.

[1]. Wald Test

$$\begin{cases} H_0: \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \\ H_0: \gamma_{ij} \neq \gamma_{ji} \end{cases}$$

نتایج این آزمون در جدول ۶، رد فرضیه صفر و پذیرش عدم تقارن در ضرایب مدل برآوردی جامعه است. در نتیجه با توجه به رد فرضیه صفر برای هر دو محدودیت (همگنی و تقارن) در کل سیستم، مدل تنها در حالت غیر مقید برآورد می‌شود.

جدول ۶: آزمون قید تقارن

گروه	آماره آزمون	احتمال	فرضیه *H0*	نتیجه آزمون
تمامی گروه‌ها به‌طور هم‌زمان	۷۱٫۸۴	۰٫۰۰۰	$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$	رد

مأخذ: نتایج پژوهش

۴-۱-۵- کشش‌های تقاضا

کشش خود قیمتی؛ کشش‌های خود قیمتی در جدول ۷ مطابق انتظار نظری برای تمامی کالاها منفی است. میزان مطلق کشش‌های خود قیمتی برای همه گروه‌های کالایی به غیر از خوراک بزرگ‌تر از واحد است. یعنی چنان‌چه قیمت حامل‌های انرژی، مسکن، بهداشت و حمل و نقل یک درصد تغییر نماید میزان تقاضای آن‌ها بیش از یک درصد تغییر می‌کند. اما در واکنش خانوار روستایی در برابر خوراک می‌توان بیان کرد خانوار روستایی با تغییر قیمت خوراک عکس‌العمل بسیار ناچیزی در تغییر مصرف خود می‌دهد که در واقع با توجه به اصلی‌ترین نیاز هر فرد به خوراک بسیار بدیهی به نظر می‌رسد.

کشش درآمدی؛ یکی دیگر از ابزارهای مفید در تحلیل رفتار مصرف‌کنندگان و شناخت جایگاه کالاها نزد آنان طبقه‌بندی کالاها به پست، ضروری و نرمال بر اساس کشش درآمدی تقاضا است. تمامی کشش‌های درآمدی جامعه آماری گزارش شده در جدول ۷ مثبت است و بیان‌گر نرمال بودن تمامی گروه‌های کالایی است. به عبارت دیگر با افزایش درآمد مصرف‌کنندگان میزان درآمد صرف شده روی کلیه کالاها افزایش خواهد یافت. با توجه به میزان کشش‌های درآمدی کالاها، می‌توان نتیجه گرفت برای جامعه روستایی، با هرگونه افزایش درآمد، بیشترین فشار تقاضا در مرتبه اول به ترتیب بر گروه مسکن، خوراک، حمل و نقل، بهداشت و درمان و حامل‌های انرژی وارد می‌شود. در جامعه روستایی گروه کالایی انرژی و بهداشت و درمان از بقیه کالاها ضروری‌تر هستند. گروه کالایی مسکن برای این جامعه یک کالای لوکس به شمار می‌رود.

جدول ۷: کشش‌های خود قیمتی درآمدی گروه‌های کالایی

گروه‌های کالایی	کشش خود قیمتی	کشش درآمدی
حامل‌های انرژی	-۲/۴۰	۰/۱۸
خوراک	-۰/۸۶	۱/۰۲۳
مسکن	-۱/۳۰	۱/۳۴
بهداشت و درمان	-۱/۳۰	۰/۷۶
حمل‌ونقل	-۱/۹۸	۰/۹۶

مأخذ: نتایج پژوهش

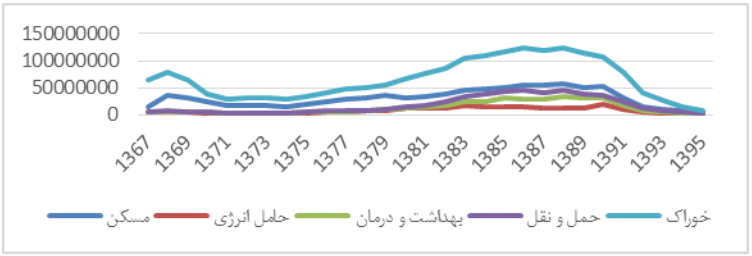
۴-۱-۶- محاسبه تغییرات جبرانی

برای محاسبه CV بجای مقادیر p^1 و p^0 شاخص قیمت گروه‌های کالایی و بجای β_i از نتایج به دست آمده الگوی AIDS و رابطه ۱۴ استفاده شده است. هزینه رفاهی ناشی از افزایش قیمت‌ها طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۶۷ محاسبه شده است. در این تحقیق قیمت‌های مربوط به سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۶۷ مبدأ اولیه و قیمت سال ۱۳۹۶ به عنوان مبدأ ثانویه تعریف می‌شود. با توجه به جدول ۱، هزینه رفاهی در ۳ دوره زمانی بررسی می‌شود. طی سال‌های ۷۲-۱۳۶۷ که کشور کاهش تورم را تجربه می‌کند شاخص CV برای کلیه گروه‌های کالایی روند نزولی دارد. سال‌های ۸۸-۱۳۷۳ با افزایش تورم و بالاترین نرخ تورم که کشور طی این سی سال تجربه کرده است شاخص CV به شدت رشد داشته و به بالاترین حد خود رسیده است. برای سال‌های ۹۵-۱۳۸۹ رشد نرخ تورم به میزان دوره قبل نبوده و هزینه رفاهی در حال کاهش بوده است. نمودار ۲ روند CV بخش‌های مختلف را به خوبی نشان می‌دهد. بیشترین زیان رفاهی متعلق به گروه کالایی خوراک است که بیشترین سهم را در بین مخارج خانوار دارد. در مرحله بعد به ترتیب مسکن، حمل و نقل، بهداشت و درمان و حامل‌های انرژی قرار دارد. لذا میزان پرداختی به خانوار برای رسیدن به سطح مطلوبیت اولیه باید بر اساس سهم مخارج خانوارها باشد.

جدول ۸: شاخص تغییرات جبرانی محاسبه شده (خانوار-سالانه-ریال)

خوراک	حمل و نقل	بهداشت و درمان	حامل انرژی	مسکن	متوسط نرخ تورم	سال
۵۱،۲۲۶،۲۵۰	۵،۲۷۱،۷۹۰	۴،۹۷۷،۴۳۶	۴،۷۰۵،۷۲۳	۲۳،۵۹۳،۹۳۵	۲۰،۵۵	۷۲-۱۳۶۷
۷۶،۳۱۳،۵۰۸	۲۱،۹۴۳،۴۸۸	۱۶،۲۳۶،۰۰۶	۱۰،۰۶۷،۱۰۵	۳۶،۶۰۲،۷۳۲	۲۴،۴۶	۸۸-۱۳۷۳
۵۶،۱۲۴،۶۰۰	۱۸،۱۴۱،۳۰۲	۱۴،۱۶۸،۲۱۸	۸،۲۱۰،۵۶۴	۲۴،۹۴۳،۷۸۸	۱۹،۳۶	۹۵-۱۳۸۹

مأخذ: نتایج پژوهش

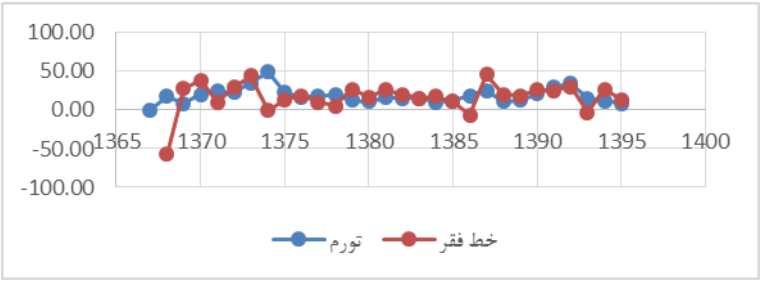


مأخذ: نتایج پژوهش

نمودار ۲: روند cv بخش‌های مورد مطالعه برای سال‌های (۹۵-۱۳۶۷)

۴-۲- محاسبه خط فقر

در جدول ۹ مقدار ریالی خط فقر خانوار روستایی در سال ۱۳۹۶ نسبت به سال ۱۳۶۷ بیش از ۱۰۶ برابر شده است. روند رشد خط فقر و نرخ تورم در نمودار ۳ نشان می‌دهد که روند نرخ تورم و نرخ رشد خط فقر رابطه کاملاً همسو و هم‌جهت دارند.



مأخذ: نتایج پژوهش

نمودار ۳: روند رشد خط فقر و نرخ تورم

جدول ۹: خط فقر خانوار روستایی (۹۶-۱۳۶۷)

سال	خانوار-سالانه-ریال	خانوار-ماهانه-ریال
۱۳۶۷	۱،۳۹۲،۶۳۶	۱۱۶،۰۵۳
۱۳۶۸	۷۸۵،۱۴۸	۶۵،۴۲۹
۱۳۶۹	۱،۰۳۳،۶۲۰	۸۶،۱۳۵
۱۳۷۰	۱،۵۱۸،۸۸۸	۱۲۶،۵۷۴
۱۳۷۱	۱،۶۸۸،۷۳۶	۱۴۰،۷۲۸
۱۳۷۲	۲،۲۷۳،۲۰۸	۱۸۹،۴۳۴
۱۳۷۳	۳،۵۶۰،۷۶۰	۲۹۶،۷۳۰
۱۳۷۴	۳،۵۵۷،۲۳۲	۲۹۶،۴۳۶
۱۳۷۵	۴،۰۶۵،۴۳۲	۳۳۸،۷۸۶
۱۳۷۶	۴،۲۱۴،۷۳۶	۳۵۱،۲۲۸
۱۳۷۷	۴،۶۵۹،۹۱۲	۳۸۸،۳۲۶
۱۳۷۸	۴،۸۹۹،۷۴۴	۴۰۸،۳۱۲
۱۳۷۹	۶،۴۳۵،۵۷۶	۵۳۶،۲۹۸
۱۳۸۰	۷،۶۴۸،۵۰۲	۶۳۷،۳۷۵
۱۳۸۱	۹،۹۹۶،۱۹۳	۸۳۳،۰۱۶
۱۳۸۲	۱۲،۱۴۱،۸۰۶	۱،۰۱۱،۸۱۷
۱۳۸۳	۱۴،۱۵۴،۹۴۱	۱،۱۷۹،۵۷۸
۱۳۸۴	۱۶،۹۰۷،۹۳۳	۱،۴۰۸،۹۹۴
۱۳۸۵	۱۸،۸۵۸،۳۴۱	۱،۵۷۱،۵۲۸
۱۳۸۶	۱۴،۷۰۸،۰۷۶	۱،۲۲۵،۶۷۳
۱۳۸۷	۲۳،۲۵۰،۵۵۲	۱،۹۳۷،۵۴۶
۱۳۸۸	۲۸،۵۷۸،۲۴۰	۲،۳۸۱،۵۲۰
۱۳۸۹	۳۴،۳۵۹،۷۸۰	۲،۸۶۳،۳۱۵
۱۳۹۰	۴۴،۷۸۱،۰۳۶	۳،۷۳۱،۷۵۳
۱۳۹۱	۵۷،۷۹۹،۶۹۲	۴،۸۱۶،۶۴۱
۱۳۹۲	۷۷،۹۵۸،۸۴۰	۶،۴۹۶،۵۷۰
۱۳۹۳	۷۵،۵۰۱،۷۴۴	۶،۲۹۱،۸۱۲
۱۳۹۴	۹۸،۸۴۸،۱۱۶	۸،۲۳۷،۳۴۳
۱۳۹۵	۱۱۲،۸۷۶،۰۲۰	۹،۴۰۶،۳۳۵
۱۳۹۶	۱۴۸،۰۸۵،۴۰۰	۱۲،۳۴۰،۴۵۰

مأخذ: نتایج پژوهش

۴-۳- توزیع مخارج خانوار

با توجه به این‌که اغلب خانوارها درآمد خود را به صورت درست گزارش نمی‌دهند، بنابراین در مطالعات پژوهشی مقدار هزینه کل خانوار را به عنوان 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 (محمدی و همکاران، ۱۳۹۶). با توجه به دوره زمانی تورم در بخش (۲-۱-۱) جدول ۱۰، ضریب جینی در ۳ دوره زمانی بررسی می‌شود. بیشترین ضریب جینی و به عبارتی ناعادلانه‌ترین توزیع گروه کالایی خانوار روستایی طی دوره ۷۲-۱۳۶۷ مربوط به حمل و نقل و بهداشت و درمان است و از دلایل آن می‌توان به منابع، زیرساخت‌ها و امکانات روستا در آن زمان اشاره نمود. مناسب‌ترین توزیع در این دوره را می‌توان مربوط به حامل‌های انرژی دانست. طی دوره ۸۸-۱۳۷۲ که کشور بالاترین نرخ تورم را تجربه می‌کرد توزیع در هریک از گروه‌های کالایی بدتر شد. برای سال‌های ۹۶-۱۳۸۹ که آغاز طرح هدفمندی یارانه‌ها و سیاست‌های حمایتی دولت است توزیع مخارج در تمامی گروه‌های کالایی به جز حامل انرژی بسیار بهتر شد.

جدول ۱۰: ضریب جینی خانوار روستایی

سال	خوراک	مسکن	حامل انرژی	بهداشت و درمان	حمل و نقل
۷۲-۱۳۶۷	۰/۳۰۶۵۵۹۴	۰/۲۶۳۱۲۸۶	۰/۲۴۵۴۸۲۱	۰/۵۱۴۵۵۱۱	۰/۵۱۹۳۳۵۹
۸۸-۱۳۷۲	۰/۳۱۵۷۷۱۷	۰/۳۲۹۷۵۵۲	۰/۲۷۳۶۸۵۴	۰/۵۱۷۹۱۹۱	۰/۵۸۶۰۳۲۱
۹۶-۱۳۸۹	۰/۲۴۸۱۴۰۲	۰/۲۲۸۰۸۰۵	۰/۲۶۰۵۵۲	۰/۴۶۷۳۴۴۳	۰/۴۸۳۸۲۱۱

مأخذ: نتایج پژوهش

۵- نتیجه‌گیری

این مطالعه اثر تعدیل قیمت گروه‌های کالایی (خوراک، مسکن، حامل‌های انرژی، بهداشت و درمان، حمل و نقل و سایر کالاها) را بر رفاه، فقر و توزیع مخارج خانوار روستایی ایران در دوره ۱۳۹۶-۱۳۶۷ بررسی کرده است. برای اندازه‌گیری هزینه رفاهی ناشی از تورم، فرمول تغییرات جبرانی در چارچوب سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) استخراج گردید. خط فقر نسبی با تأکید بر رویکرد تغذیه‌ای و توزیع مخارج از رابطه ضریب جینی محاسبه شد. شاخص‌های محاسبه شده نشان می‌دهد با افزایش (کاهش) تورم زیان رفاهی افزایش (کاهش) می‌یابد. بیشترین زیان رفاهی متعلق به گروه کالایی خوراک است که بیشترین سهم را در بین مخارج خانوار دارد. در مرحله بعد به ترتیب مسکن، حمل و نقل، بهداشت و درمان و حامل‌های انرژی قرار دارد. همچنین با افزایش (کاهش) تورم خط فقر بالاتر (پایین‌تر) و توزیع مخارج گروهای کالایی نامناسب‌تر (مناسب‌تر) می‌شود. با توجه با افزایش تورم در دوره سوم این مطالعه (۹۶-۱۳۸۹) سیاست‌های

حمایتی دولت از شدت افزایش هزینه رفاهی کاسته است و توزیع مخارج خانوار روستایی نسبت به دوره‌های قبل مناسب‌تر شده است. با توجه به یافته‌های تحقیق، می‌توان توصیه‌های سیاستی زیر را در جهت اتخاذ سیاست‌های مناسب برای جلوگیری از کاهش رفاه مصرف‌کنندگان ارائه کرد:

- اثرات یک سیاست اقتصادی می‌بایست در بلندمدت و در مقایسه با دوره‌های قبل و بعد از سیاست‌گذاری بررسی و مقایسه شود (مطالعه حاضر ۹۶-۱۳۶۷) و نباید تنها یک دوره مطالعاتی (عمده مطالعات انجام شده داخل کشور در زمینه سیاست هدفمندی یارانه‌ها) ملاک نتیجه‌گیری قرار گیرد.

- با توجه به آن‌که بیشترین اثرات منفی رفاهی مربوط به گروه‌های کالایی است که سهم بیشتری در بودجه خانوار دارند لذا سیاست‌های حمایتی دولت باید به‌طرف کالاهایی باشد که سهم بیشتری در بودجه خانوار دارند.

- برای کالاهایی (مانند خوراک) که کشش خود قیمتی کوچک‌تر از یک دارند، سیاست افزایش قیمت به تنهایی برای کاهش مصرف مناسب نیست و می‌بایست سیاست‌های لازم و فرهنگ‌سازی برای کاهش مصرف استفاده شود.

- دولت باید سیاست‌های مشخص و هدفمندتری در خصوص توزیع عادلانهٔ درآمد و ثروت اتخاذ کند و این سیاست‌ها همراه با سیاست کنترل تورم اجرا شود، به طوری که سطح رفاه جامعه افزایش یابد؛ بنابراین باید از اجرای هر سیاستی که منجر به توزیع عادلانهٔ درآمد و افزایش رفاه و کاهش فقر بشود، حمایت شود.

منابع و مآخذ

۱. پژویان، جمشید (۱۳۷۳). *سیاست‌های حمایتی از قشرهای آسیب‌پذیر*، تهران، معاونت اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.

۲. پژویان، جمشید (۱۳۷۵). "فقر، خط فقر و کاهش فقر". مجله برنامه‌وبودجه **۱**(۲): ۲۴-۵.

۳. صادقی، منیر. اکبری، نعمت اله. و امیری، هادی (۱۳۹۵). "تاثیر قانون هدفمندسازی یارانه کالاهای اساسی بر رفاه خانوار (مطالعه موردی: شهر اصفهان". نشریه علمی – پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۸**(۱۶): ۶۴-۴۱.

۴. فرمان آرا، وحید. و موسوی، سید عبدالرسول (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر افزایش قیمت انرژی برق بر خالص رفاه گروه‌های مختلف درآمدی در ایران". فصلنامه اقتصاد کاربردی **۳**(۱۰): ۱۲۵-۹۲.

۵. گزارش‌های بانک اقتصادی خاورمیانه (۱۳۹۳). *تحلیلی بر تورم ایران*.

۶. محمدی، احمد. خانزادی، نوید. و حبیبی، فاتح (۱۳۹۶). "تجزیه نابرابری درآمد در استان کردستان بر حسب مناطق شهری و روستایی". نشریه علمی – پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۹**(۱۸): ۱۵۶-۱۳۱.

۷. محمدی، تیمور. شاکری، عباس. عبدالله میلانی، مهنوش. و شهابی، علی (۱۳۹۴). "بررسی اثر تغییر قیمت بر توزیع درآمد و رفاه در مناطق شهری". فصلنامه مدل‌های اقتصادی **۱**(۲۹): ۴۲-۲۵.

۸. نعمت‌اللهی، فاطمه. صدرایی جواهری، احمد. و صمدی، علی حسین (۱۳۹۸). "بررسی آثار رفاهی و زیست‌محیطی پرداخت یارانه به تحقیق و توسعه و اخذ مالیات بر مصرف انرژی". فصلنامه مطالعات انرژی **۱۵**(۶۰): ۱۲۷-۱۰۷.

۹. نوراللهی، سارا. جباری، امیر. مرادخانی، نرگس. و فرامرزی، ایوب (۱۳۹۶). "برآورد تغییرات جبرانی ناشی از افزایش قیمت کالاها در خانوارهای شهری بر اساس دهک‌های درآمدی (مطالعه موردی: ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۹)". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۲۵**(۸۱): ۱۸۵-۱۵۵.

۱۰. هوشمند، زهره. خداداد کاشی، فرهاد. و خوشنویس، فرهاد (۱۳۹۶). "بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری استان تهران". نشریه علمی – پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۹**(۱۸): ۲۰۳-۱۸۳.

11. Byung, I. & Sung, T. (2015). "The Effect of the Energy Price Increase on the Energy Poverty in Korea". Indian Journal of Science and Technology **8**(8): 790-796.

12. Charlier, D. & Kahouli, S. (2018). "Fuel Poverty and Residential Energy Demand: How Fuel-Poor Households React To Energy Price Fluctuations". Energy Journal, International Association for Energy Economics In press **40**(2).
13. Deaton, A. S. & Muellbur, J. (1980). "An Almost Ideal Demand System". American Economic Review **70**(3): 312-26.
14. Mirnezami, S. R. (2014). "Electricity Inequality in Canada: Should Pricing Reforms Eliminate Subsidies to Encourage Efficient Usage? ". Utilities Policy **4**(31): 36-43.
15. Pashardes, P. Pashourtidou, N. & Zachariadia, T. (2014). "Estimatin Welfare Aspects of Changes in Energy Prices from Preference Heterogeneity". Energy Economics **42**(C): 58-66.
16. Ravallion, M. (1998). "Poverty Lines in Theory and Practice; Living Standards Measurement". Study Working Paper 133, World Bank, Washington D.C.
17. Ravallion, M. and Bidani, B. (1999). "How Robust Is a Poverty Profile?". World. Bank Economic Review **8**(1): 75-102.
18. Renner, S. Lay, J. & Schleicher, M. (2019). "The Effects of Energy Price Changes: Heterogeneous Welfare Impacts and Energy Poverty in Indonesia". Environment and Development Economics **24**: 181-200.
19. Slesnick, D.T.(1998). "Empirical Approaches to the Measurement of Welfare". Journal of Economic Literature **XXXVI**: 2108–2165.

Original Research Article

The effect of adjusting the prices of commodity groups on the rural society with an emphasis on welfare indicators: A case study of Iran

Vahid Sadeghi Hasanvand[1]
Narciss Aminrashti[2]
Marjan Damankeshideh[3]
Azadeh Mehrabian[4]

Received: 30-07-2019 Accepted: 02-07-2020

Introduction: Identifying the behavior of households is essential for both suppliers and governments. It enables one to better plan for the sale of goods by identifying consumer needs and preferences and their response to change. It also helps to pursue different goals such as supporting low-income groups. The goal is to identify the consumption behavior of households. Accordingly, the questions that arise are 'how have the welfare index, poverty, and income distribution changed over the years as to make the country experience inflation?', 'which commodity group has inflicted the most welfare loss on the household?', and 'what are the factors affecting the household welfare loss?'

In this study, in order to answer these questions, we focus only on the indicators of welfare, poverty and the distribution of rural household expenditures. Because of the lack of planning and development in the village, many problems have been created for the national territory. Biological problems in rural areas and the movement of rural population to cities not only increase the problems in the outskirts of cities but also lead to the prevalence of false jobs and inflation in cities, which is one of the most important problems of cities, especially in large cities in Iran. The advantage of this study over the previous ones, which often refer to the effect of price adjustment after the targeted subsidy policy, is the extent of the period under

[1]- PhD Student, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
[2]- Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
Email: narciss.aminrashti@gmail.com
[3]- Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
[4]- Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

study and the simultaneous study of the most important welfare indicators. In this regard, this article is organized into four sections.

Methodology: In this research, household as a statistical unit and its consumption expenditures as research data are examined. The statistical body of the household budget contains household expenditure information related to eight commodity groups, which makes it very suitable for estimating demand functions. The price indices of the studied commodity groups have been obtained from the website of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran and the Statistics Center of Iran. The prices of energy carriers have also been obtained from the energy balance sheet published by the Ministry of Energy. It should be noted that the individual price of energy carriers studied in this study after being converted into the same unit (barrel equivalent of crude oil) and weighted average (based on the share of each energy carrier) has become a single price as the price of energy carriers. The commodity groups studied in this study include food, housing, transportation and communications, healthcare and energy carriers. Energy carriers used by households in the fuel and lighting subgroups related to housing, water and sewage are available as fuel and lighting and include electricity, gasoline, natural gas, liquefied petroleum gas, kerosene, diesel and black oil.

This study investigated the effect of price adjustment of commodity groups (food, housing, energy carriers, health, transportation and other goods) on welfare, poverty and distribution of rural household expenditures in Iran in the period of 1988-2017. To measure the welfare cost of inflation by measuring consumer welfare changes, a formula was extracted for the compensatory changes in the framework of the near-ideal demand system (AIDS). The relative poverty line was calculated from the Gini coefficient with an emphasis on the nutritional approach and expenditure distribution.

Results and Discussion: The calculated indicators show that, with an increase (or a decrease) in inflation, the welfare losses increase (or decrease), and the highest welfare losses belong to the food commodity group, which has the largest share among household expenditures. The next stage is housing, transportation, healthcare, and energy carriers respectively. Also, with an increase (or a decrease) of inflation, the poverty line goes higher (or lower) and the expenditures of commodity groups become more inappropriate. Due to the increase in the inflation in the third period of this study (2010-2017), the government support policies have reduced the severity of welfare costs, and the distribution of rural household expenditures has become more appropriate than in previous periods.

Conclusion: According to the research findings, the following recommendations can be made to adopt appropriate policies to prevent the decline of consumer welfare:

- The effects of an economic policy should be examined and compared in the long run with the pre- and post-policy periods (in the present study, it is 1988-2017). Also, only one course of study (major in-country studies on the use of targeted subsidy policy) should not be the basis for conclusions.
- Given that the most negative welfare effects are related to the commodity groups that have a larger share in the household budget, the government support policies should focus on goods that have a larger share of the household budget.
- For commodities whose traction is less than one price, the policy of price increase alone is not suitable to reduce consumption; necessary policies and culture building should be used to reduce consumption.
- The government should adopt more specific and targeted policies regarding the equitable distribution of income and wealth, and these policies should be implemented in line with inflation control policies. In this case, the level of social welfare can increase. Therefore, the implementation of any policy that leads to a fair distribution of income increases welfare and reduces poverty.

Keywords: Nearly ideal demand system, Welfare index, Poverty, Distribution of expenditure.
JEL Classification: R22, H24, D31, D60.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

مدل‌سازی بیزی تلاطم بازده سهام با مدل‌های GARCH متقارن و نامتقارن

مجتبی رستمی[۱]
سید نظام‌الدین مکیان[۲]
رسول روزگار[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۵/۰۶

چکیده

تلاطم معیار اندازه‌گیری عدم قطعیت است که در نظریه‌های مالی، مدیریت ریسک و قیمت‌گذاری اختیارات نقش اساسی را دارد. پژوهش‌ها در زمینه‌ی ارائه مدل‌های اقتصادسنجی که قادر به پیش‌بینی تلاطم باشند با معرفی مدل ARCH توسط انگل (۱۹۸۲) به ثمر نشست. با وجود این موفقیت اولیه، تخمین این مدل‌ها که به طور گسترده با روش حداکثر راستنمایی انجام می‌شود حاوی ضعف‌های اساسی است. در این زمینه می‌توان به مواردی همچون ناشناخته بودن خواص مجانبی آزمون‌های ریشه واحد در حضور اثرات ARCH، نرمال نبودن توزیع مجانبی برآوردگرها به دلیل ویژگی دم پهنی توزیع داده‌های مالی و نحوه انتخاب مدل تلاطم بر اساس معیارهای اطلاعاتی بدون توجه به درجه عدم قطعیت مدل‌ها و تنها بر اساس تنظیم وقفه‌ها اشاره کرد. پیامد این موارد ایجاد نتایج نامطلوب در زمینه پیش‌بینی و نامعتبر بودن آزمون فرضیه‌ها است. نظر به اهمیت مدل‌سازی و پیش‌بینی تلاطم در بازارهای مالی، در پژوهش حاضر از شیوه استنباط بیزی استفاده می‌شود. این شیوه، علاوه بر حل مشکلات یاد شده، محققین را قادر به ارزیابی میزان احتمال صحت مدل می‌نماید. به منظور انطباق بیشتر مدل‌سازی‌ها با واقعیت داده‌های مالی، در این پژوهش از توزیع t به عنوان توزیع حاشیه‌ای بازده استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در بورس تهران به احتمال ۶۸٪ نیمه عمر تلاطم حدود ۲۷ روز است. همچنین با احتمال بیش از ۵۰٪ وجود اثر اهرمی در این بازار تایید شده است. همچنین، با استفاده از معیار انحراف اطلاعاتی بیزی الگوی GJR-GARCH به عنوان بهترین مدل برای پیش‌بینی تلاطم در بازار سهام انتخاب می‌شود.

واژگان کلیدی: مدل‌های متقارن و نامتقارن تلاطم، تلاطم بازار سهام، استنباط بیزی.

Keywords: Symmetric and Asymmetric Volatility Models, Stock Return Volatility, Bayesian Inference
JEL Classification: C58, G1, C11.

۱. دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد mojtabarostami1364@yahoo.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول) nmakiyan@yazd.ac.ir
۳. دانشیار آمار، دانشکده علوم ریاضی، بخش آمار، دانشگاه یزد rroozegar@yazd.ac.ir

۱- مقدمه

عدم قطعیت[1] بیانگر دانش محدود انسان و عدم امکان توصیف دقیق شرایط موجود کنونی یا آینده است. در این شرایط، برای اندازه‌گیری و بیان عدم قطعیت از توزیع احتمال نتایج یا حالت‌های ممکن وقوعی وضعیت مورد نظر استفاده می‌شود. اما این توصیف معمولا به علت پیچیدگی‌های تخمین توزیع احتمال دشوار یا نشدنی است. به این دلیل، بجای توزیع احتمال وضعیت مورد نظر از معیارها و تقریب‌های ساده‌تر استفاده می‌شود. واریانس یکی از معیارهای مورد توافق در اندازه‌گیری عدم قطعیت است که در عمل استفاده می‌شود.

عدم قطعیت در اقتصاد کلان پیامدهای نامطلوبی دارد (صادقی و همکاران، ۱۳۹۴). با این حال، از حوزه‌هایی که اندازه‌گیری و پیش‌بینی میزان عدم قطعیت در آن اهمیت دارد حوزه اقتصاد مالی است به طوری که در این زمینه، انگل[2] (۲۰۰۶) بیان می‌دارد که: «در اقتصاد کلان عدم قطعیت می‌تواند رفتار مردم را تغییر دهد. با وجود آن‌که چنین اثری در اقتصاد کلان می‌تواند واقعیت داشته باشد اما در مقایسه با سایر اثرها بزرگ نیست. در [اقتصاد] مالی عدم قطعیت و ریسک ویژگی‌های اصلی آن‌چه که در آینده روی می‌دهد را تعیین می‌کنند». شاخه‌های مختلفی از اقتصاد مالی را می‌توان به عنوان نمونه ذکر کرد که در آن‌ها ارزیابی عدم قطعیت اهمیت زیادی دارد که از جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

قیمت‌های تعادلی که با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[3] (CAPM) بدست می‌آیند، تحت تاثیر عدم قطعیت قرار دارد. مدیریت سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی بر اساس تئوری میانگین- واریانس بنا شده است و ارزیابی مشتقات[4] مالی بر اساس پیش‌بینی میزان عدم قطعیت قیمت‌های آتی آن‌ها صورت می‌گیرد. تنظیم‌کنندگان پورتفوی‌های حاوی ریسک و صاحبان شرکت‌های بزرگ به دقت میزان عدم قطعیت بازده آن‌ها را دنبال می‌کنند، زیرا تغییرات احتمالی آتی در قیمت‌های اوراق مالی می‌تواند تاثیر زیادی بر سرمایه‌گذاری و تصمیمات مربوط به ریسک داشته باشد.

در بازارهای سهام، تغییر ارزیابی سرمایه‌گذاران از آینده‌ی سهام مورد نظرشان در نتیجه ورود اطلاعات جدید منجر به تغییرات سریع قیمت‌های دارایی می‌شود (ژانگ و همکاران[5]، ۲۰۰۳). در

---

1. Uncertainty
2. Engel (2006)
3. Capital Asset Price Modeling (CAPM)
4. Option
5. Zhong (2003)

واقع با ورود اطلاعات جدید، سرمایه‌گذاران عدم قطعیت و در نتیجه ریسک[۱] برآوردی خود را در طول زمان تعدیل می‌کنند. از آن‌جا که تصمیم سرمایه‌گذاران علاوه بر میانگین بازده تحت تاثیر عدم قطعیت بازده نیز قرار دارد نادیده انگاشتن این تغییر و تحولات سریع در مدل‌سازی منجر به نتیجه‌گیری‌های غلط می‌گردد که می‌تواند بر سیاست‌گذاری در حوزه‌ی بازارهای مالی نیز اثرگذار باشد. بنابراین، اندازه‌گیری عدم قطعیت در بازارهای سهام با وجود پیچیدگی‌های غیر قابل انکار از اهمیت فوق‌العاده‌ای برخوردار است. در این زمینه جدا از الگوهای مختلفی که ایجاد شده است نحوه تخمین پارامترها و تفسیر آن‌ها نیز از اهمیت برخوردار است. به ویژه این‌که در نهایت هدف از ارائه‌ی چنین مدل‌هایی پیش‌بینی و دقت پیش‌بینی است، ارزیابی نااطمینانی مدل در دست بررسی اثر مهمی بر جای خواهد گذاشت. نظر به این وجه از اهمیت که در پژوهش‌های داخلی مورد غفلت واقع شده است، در پژوهش حاضر بر شیوه استنباط بیزی تمرکز شده است. در شیوه‌ی استنباط بیزی پارامترهای نامعلوم مدل که پدیده مورد بررسی را مشروط به اطلاعات نمونه‌ای توصیف می‌کنند تصادفی فرض می‌شوند. بنابراین، ارزیابی نااطمینانی مدل در نتیجه برآورد ضرایب مدل به سادگی با استفاده از توزیع احتمال ضرایب امکان‌پذیر خواهد بود. این شیوه استنباطی در مقابل شیوه کلاسیک که مبتنی بر نظریه نمونه‌گیری است قرار می‌گیرد. رویکرد اخیر بر اساس مفهوم راستنمایی یعنی احتمال بدست آوردن یک نمونه تصادفی مشروط به پارامترهای نامعلوم اما ثابت است. استفاده از شیوه استنباط بیزی، مدل‌ها را غنی و انعطاف‌پذیر می‌سازد و عملکرد پیش‌بینی را بهبود می‌بخشد. مزیت اصلی این شیوه ایجاد توزیع‌های پیشین است که به عملکرد و پیش‌بینی بهتر مدل کمک می‌کند. یکی از مفاهیم اساسی که استنباط بیزی، را از رویکرد مبتنی بر نمونه‌گیری متمایز می‌کند، تفسیر احتمال به شکل ذهنی[۲] است (برناردو و اسمیت[۳]، ۲۰۰۰). در علوم اجتماعی [و لذا اقتصاد] که نمونه‌های تحت بررسی ماهیتا تکرار ناپذیرند چنین شیوه استنباطی درک بهتری از پدیده مورد بررسی را بدست خواهد داد (ویزرس[۴]، ۲۰۰۲). در این پژوهش با فراهم آوردن ادبیاتی که قبلا وجود داشته است با تمرکز به واقعیت‌های تجربی در زمینه بازارهای مالی از توزیع t-استیودنت در تابع راستنمایی استفاده شده است که با

[۱]. در اقتصاد میان ریسک و عدم قطعیت تفاوت قائل می‌شوند. هر پیامد منفی احتمالی در آینده را ریسک می‌نامند.

[2]. Subjective Probability

[3]. Bernardo and Smith (2000)

[4]. Withers (2002)

وجود پیچیده‌تر کردن محاسبات (نسبت به استفاده از توزیع نرمال) نتایج دقیق‌تری حاصل می‌آورد.

در ادبیات اقتصاد مالی ایران از این دیدگاه موضوع تلاطم در بازار سهام مورد بررسی قرار نگرفته است. در ادامه ساختار این پژوهش شامل بخش‌های زیر می‌باشد: در بخش دوم مبانی نظری معرفی می‌شود، بخش سوم تصریح مدل‌ها و نحوه برآوردها را شامل می‌شود، در بخش چهارم یافته‌های تجربی مورد بحث قرار می‌گیرد و در بخش پایانی نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

مطابق آن‌چه در مقدمه ارائه شد، عدم قطعیت بیانی از محدودیت دانش ما در مورد توصیف دقیق یک وضعیت خاص است. در طول زمان بسته به میزان اطلاعات دریافتی، میزان دانش تغییر می‌کند. لذا، هر معیار مناسب اندازه‌گیری عدم قطعیت باید این ویژگی تغییر در طول زمان را لحاظ کند. در صورتی که واریانس (به عنوان تقریب مناسبی از میزان عدم قطعیت یک متغیر تصادفی) با ویژگی تغییر در زمان مدل‌سازی شود تلاطم[1] نامیده می‌شود. به بیان فنی تلاطم یک متغیر تصادفی مانند r_t (که برای مثال می‌تواند بازده یک دارایی در h دوره آتی باشد) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\sigma^2_{t+h|t} = Var\left(r_{t+h} \mid \Omega_t\right). \qquad (۱)$$

در این رابطه، Ω_t مجموعه اطلاعات در دسترس در مورد متغیر تصادفی r_{t+h} تا زمان t می‌باشد. به دلیل آن‌که متغیر r_{t+h} در زمان t نامشخص است گشتاورهای شرطی و غیر شرطی آن همچون واریانس نیز نامعلوم است که باید برآورد گردد. بنابراین، مانند بسیاری دیگر از مفاهیم اقتصادی همچون عرضه و تقاضا، انتظارات و ... تلاطم نیز قابل مشاهده نیست (پسران[2]، ۲۰۱۵).

در ابتدا، تلاطم با استفاده از انحراف استاندارد تغییرات قیمت دارایی‌ها در طول زمان با استفاده از روش پنجره غلتان[3] محاسبه می‌شد. اما، به تدریج مشخص گردید که این روش تخمین در حالت تغییرات ناگهانی در قیمت‌ها، تلاطم را کمتر از حد تخمین می‌زند و تنها مناسب شرایطی است که تغییرات به آرامی صورت می‌گیرد. از دیدگاه اقتصادسنجی، اهمیت مدل‌سازی مناسب تلاطم

1. Volatility
2. Pessaran (2015)
3. Rolling Window

داشتن بازه پیش‌بینی[1] دقیق‌تر است. بازتاب این موضوع در اقتصاد مالی به معنای ارزیابی دقیق‌تر از زیان‌های بالقوه آینده یا ریسک است. در نتیجه، میزان خطای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی با چنین ارزیابی‌هایی کاهش خواهد یافت. البته، به منظور مدل‌سازی مناسب تلاطم و ارائه‌ی الگوهای مناسب جهت پیش‌بینی آن به بیشتر از واقعیت تغییرپذیری زمانی واریانس[2] احتیاج است. در واقع اگر بتوان شواهدی از اثرگذاری شوک‌های امروز بر واریانس دوره‌های آینده یافت (وجود خودهمبستگی میان شوک‌های تلاطمی) از این ارتباط می‌توان برای مدل‌سازی تلاطم استفاده کرد. خوشبختانه، مندلبرات[3] (۱۹۶۳) و فاما[4] (۱۹۶۵) در بازارهای مالی شواهدی از این موضوع را ارائه کرده‌اند. آن‌ها از دو ویژگی تغییرپذیری واریانس در طول زمان و خودهمبستگی واریانس‌ها، تحت عنوان تلاطم خوشه‌ای[5] یاد می‌کنند. با این ویژگی جدید، تلاطم دارایی‌های مالی با استفاده از سوابق تاریخی واریانس‌های آن‌ها در طول زمان قابل ارزیابی و پیش‌بینی خواهد بود. انگل (۱۹۸۲) الگوی ناهمسان واریانس شرطی خودهمبسته (ARCH) که در آن تلاطم به مربع شوک‌های وارد آمده بر قیمت ارتباط دارد را بر اساس مفهوم تلاطم خوشه‌ای معرفی کرد. در رویکرد انگل تابع واریانس، به شکل تابعی از مقادیر گذشته فرآیند متغیر تحت بررسی r_t مدل‌سازی می‌شود. به زبان ریاضی یعنی:

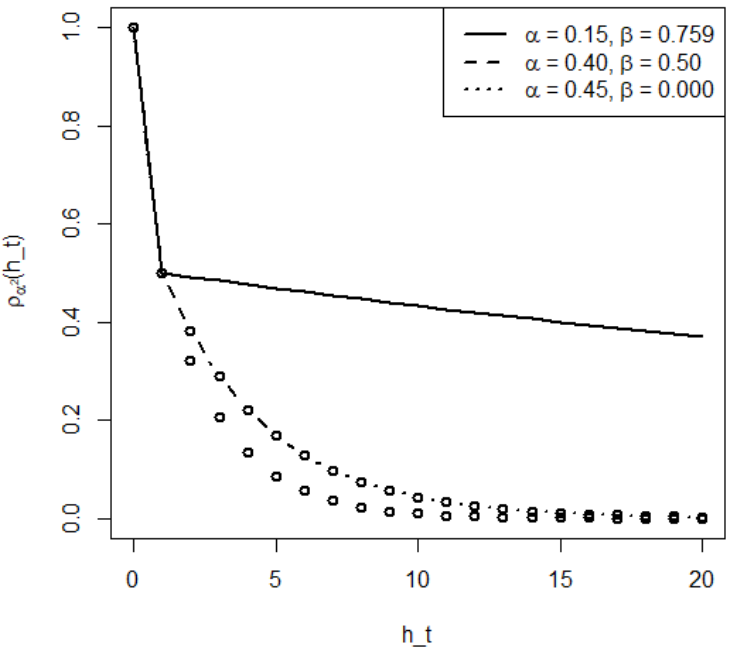
$$\sigma_t^2 = f\left(r_{t-1}, r_{t-2}, \ldots\right) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \qquad (۲)$$

با این حال مدل ARCH را می‌توان به حالتی تعمیم داد که علاوه بر وابستگی به مربع وقفه‌های r_t بر حسب آن‌چه بالرسلیف[6] (۱۹۸۶) و سادرسکی[7] (۱۹۹۹) تعریف کرده‌اند شامل وقفه‌های تلاطمی قبل باشد. فرم عمومی یک مدل ARCH که با عنوان کلی GARCH شناخته می‌شود به‌صورت زیر معرفی می‌شود:

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

1. Interval Prediction
2. Time Varying
3. Mandelbrot (1963)
4. Fama (1965)
5. Volatility Clustering
6. Bollerslev (1986)
7. Sadorsky (1999)

به منظور بیان تفاوت‌های این دو الگو، مقایسه مدل ARCH(1) با GARCH(1,1) در نمودار زیر نشان داده شده است:



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱: مقایسه مدل GARCH(1,1) با پارامترهای β متفاوت در مقایسه با مدل ARCH(1)

در این نمودار محور افقی طول وقفه‌ها و محور عمودی میزان خودهمبستگی شوک اولیه با هر وقفه را نشان می‌دهد. بر اساس یافته‌های این نمودار ضریب β در الگوی GARCH سبب پایداری بالاتر تلاطم نسبت به الگوی ARCH می‌شود و در نتیجه هرچه β بیشتر باشد تابع خودهمبستگی به کندی میرا خواهد بود. بنابراین، با استفاده از الگوی GARCH می‌توان تشدید پایداری تلاطم در طول زمان را با استفاده از پارامتر β بدون نیاز به افزودن وقفه‌های بیشتر همانند الگوی ARCH تنظیم کرد.

علاوه بر مطالب فوق، به نظر می‌رسد که اثرگذاری عدم قطعیت بر تصمیمات سرمایه‌گذاران حاضر در بازارهای مالی متقارن نباشد. بدین معنی که سرمایه‌گذاران بازارهای مالی در هنگام تصمیم‌گیری‌های خود در خرید و فروش دارایی‌های مالی وزن بیشتری به وقوع یک زیان بالقوه‌ی آتی نسبت به یک سود بالقوه‌ی یکسان و هم احتمال در آینده خواهند داد. واقعیت‌های مشاهده

شده در بازارهای سهام نشان‌دهنده آن است که شوک‌های منفی و مثبت بازده اثر یکسانی بر تلاطم ندارند که به معنای وجود اثر نامتقارن عدم قطعیت بر تصمیمات سرمایه‌گذاران است. این عدم تقارن برخی اوقات تحت عنوان اثر اهرمی[۱] و برخی اوقات دیگر تحت عنوان صرف ریسک[۲] توصیف می‌شود. علت چنین عدم تقارنی در نظریه‌های متاخر ناشی از افزایش نسبت بدهی به ارزش سهم در زمان کاهش قیمت سهام ذکر شده است که تلاطم بازده را برای نگهدارنده سهام افزایش می‌دهد. در نظریه‌های جدیدتر منشا آن انتشار اخبار دانسته شده است که منجر به افزایش تلاطم می‌شود و به دلیل ریسک‌گریزی[۳] افراد سبب کاهش تقاضای سهام می‌شود. نلسون[۴] (۱۹۹۱)، گلستن و همکاران[۵] (۱۹۹۳) و انگل و ان جی[۶] (۱۹۹۳) شواهدی از وجود اثر اهرمی در بازده سهام ارائه کرده‌اند. به منظور انتخاب یک مدل مناسب برای اندازه‌گیری و ارزیابی تلاطم در بازار سهام نیاز است که وجود اثر اهرمی نیز بررسی گردد. زیرا نادیده انگاشتن اثر اهرمی در بازار سهام (در صورت وجود) منجر به اریب اساسی در پیش‌بینی قیمت‌های آتی سهام می‌شود (هال و وایت، ۱۹۸۷). در این رابطه می‌توان از تعمیم‌هایی همچون مدل EGARCH توسط نلسون (۱۹۹۱)، GJR-GARCH توسط گلستن و همکاران (۱۹۹۳) یا مدل TGARCH توسط زاکوئن[۷] (۱۹۹۴) که رابطه نامتقارن بازده سهام و تغییرات در واریانس را لحاظ می‌کنند، نام برد. در این پژوهش به منظور بررسی وجود اثر اهرمی از دو الگوی GJR-GARCH و EGARCH استفاده شده است که در زیر توضیح داده شده‌اند:

(۱) GJR-GARCH: این مدل توسط گلستن و دیگران (۱۹۹۳) معرفی شد. فرم عمومی آن به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \lambda \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (۴)$$

در این رابطه I_{t-1} متغیر نشان‌گر است که به صورت زیر (در رابطه با علامت شوک‌های وارد آمده بر بازده) تعریف می‌شود:

---

1. Leverage Effect
2. Risk Premium Effect
3. Risk Aversion
4. Nelson (1991)
5. Glosten (1993)
6. Engle and Ng (1993)
7. Zakoian (1994)

$$1-I_{t-1}=\begin{cases}1: & \varepsilon_{t-1}\geq 0\\ 0: & \varepsilon_{t-1}<0\end{cases}$$

اگر $\hat{\lambda}>0$ آنگاه اخبار منفی نسبت به اخبار مثبت اثر بزرگتری بر واریانس شرطی دارد. اثرات اهرمی در بازار سهام دال بر آن است که در این بازار باید انتظار داشته باشیم که $\hat{\lambda}>0$ باشد که به معنای تفوق اثر اخبار منفی نسبت به اخبار مثبت بر واریانس شرطی است.

(۲) EGARCH: این مدل توسط نلسون (۱۹۹۱) به منظور اصلاح برخی از ضعف‌های مدل GARCH ارائه گردیده است. فرم کلی این مدل به صورت زیر است:

$$\log\sigma_t^2=\alpha_0+\sum_{i=1}^{p}(\alpha_i\left|\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}}\right|+\lambda_i\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}})+\sum_{j=1}^{q}\beta_j\log(\sigma_{t-j}^2) \qquad (۵)$$

در صورت وجود اثرات اهرمی آن‌گاه در عبارت فوق ضریب λ_i باید منفی باشد. در این صورت وقوع یک شوک منفی به اندازه یک واحد اثری برابر با $\alpha_i(1+\lambda_i)$ بر تلاطم خواهد داشت و در صورتی که شوک مثبت باشد میزان این اثر برابر با $\alpha_i(1-\lambda_i)$ خواهد بود.

به منظور تحلیل آماری معتبر در زمینه توابع راستنمایی لازم است توزیع حاشیه‌ای بازده سهام انتخاب شود[۱]. این موضوع دارای پیچیدگی‌هایی است که باید قبل از ارائه هرگونه تحلیل آماری بررسی شود. در واقع، در نتیجه‌ی تغییر در واریانس در طول زمان، توزیع حاشیه‌ای بازده دارایی نسبت به توزیع نرمال کشیدگی بیشتری می‌یابد. این موضوع به معنای افزایش احتمال رخدادهای نادر همچون زیان‌های (یا سودهای) بالقوه بزرگ است. در مدل‌سازی قیمت‌های دارایی توجه به این واقعیت دارای نقش اساسی است و نمی‌توان چنین پدیده‌ای را نادیده گرفت. ارزش این موضوع زمانی مشخص می‌شود که بدانیم برای مثال معیاری همچون معیار ارزش در معرض ریسک[۲] (VaR) که به بررسی ریسک در دنباله‌های توزیع مقادیر آتی قیمت‌های دارایی می‌پردازد در صورت عدم لحاظ این واقعیت در اندازه‌گیری ریسک با خطای سیستماتیک مواجه خواهد بود. بنابراین، استفاده از توزیع نرمال در برآورد مدل‌های GARCH (متقارن و نامتقارن) منجر به تحمیل محدودیت‌های غیر لازم بر الگو و عدم کارایی نتایج نهایی می‌شود. بدین علت، توزیع‌های

---

[۱]. در پژوهش حاضر با رسم کرنل داده‌های واقعی بازده توزیع حاشیه‌ای آن بررسی شده است.

[2]. Value at Risk (VaR)

گوسی و t–استیودنت انتخاب‌های مرسوم در این زمینه هستند. در حالی که توزیع‌های پارامتری پیچیده همچون t–استیودنت چوله یا توزیع‌های مختلط گوسی[1] نیز به منظور مدل‌سازی چولگی و دم پهنی[2] توزیع شرطی بازده مورد استفاده قرار می‌گیرند (اوسن و گالیانو[3]، ۲۰۰۷). در پژوهش حاضر از توزیع t به عنوان توزیع حاشیه‌ای بازده در تخمین مدل‌های تلاطم مختلف استفاده شده است.

۳- تصریح مدل‌ها و نحوه برآورد

۳-۱- تشریح شیوه استنباط بیزی در برآورد تلاطم

مسئله‌ی مهم دیگر در ارائه یک تحلیل مناسب آماری از عدم قطعیت، برآورد پارامترهای مدل‌های تلاطم (از نوع سری زمانی) است. در این زمینه، به طور عمده از تکنیک حداکثر راستنمایی[4] کلاسیک استفاده شده است. در سالیان اخیر استفاده از روش‌های بیزی به عنوان جایگزین روش‌های کلاسیک گسترش وسیعی یافته است. آردیا و هوگرهید[5] (۲۰۱۰) در مقاله‌شان برخی از برتری‌های شیوه بیزی تخمین مدل‌های GARCH را در مقابل شیوه کلاسیک حداکثر راستنمایی برشمردند. مزایای روش بیزی در مقابل روش کلاسیک در نظر آن‌ها عبارت است از:

(۱) محدودیت مثبت بودن پارامترها که به منظور مثبت بودن واریانس بر مدل‌های GARCH وضع می‌شود و مانای کواریانس بودن مدل (به عنوان یک محدودیت غیر خطی)، ممکن است روش‌های بهینه‌سازی مورد استفاده برای تخمین پارامترها را در شیوه کلاسیک مختل سازد. استفاده از روش‌های عددی برای حل تابع راستنمایی نیز چندان نمی‌تواند راه‌گشا باشد زیرا حساسیت به مقادیر اولیه می‌تواند بر نتایج اثر بگذارد. در شیوه بیزی محدودیت‌های مرتبط با پارامترها از طریق تابع توزیع پیشین پارامترها وضع می‌شود و اساسا امکان بروز اخلال وجود ندارد.

(۲) در اکثر موارد پارامترهای خود مدل GARCH به طور مستقیم مورد توجه نیستند بلکه توابع غیر خطی از این پارامترها مورد توجه است. روش حداکثر راستنمایی برای انجام استنباط

---

1. Mixture of Gaussian Distributions
2. Fat Tail
3. Ausin and Galeano (2007)
4. Maximum Likelihood Technique
5. Ardia & Hoogerheide (2010)

در مورد چنین مقادیری بشدت پیچیده است در حالی که در روش بیزی بدست آوردن هر نوع توزیع پسین توابع غیر خطی از پارامترها نسبتا ساده است.

(۳) هال و یائو[1] (۲۰۰۳) نشان داده‌اند که حداکثر راستنمایی زمانی که توزیع جملات خطا از نوع دم سنگین[2] است، برخی ضعف‌ها را نشان می‌دهد. همچنین در چنین حالتی نرخ همگرایی الگوریتم عددی بهینه‌یابی آهسته بوده و ممکن است توزیع برآوردگر مجانبا نرمال نباشد.

(۴) نتایج تخمین‌های بیزی بر خلاف تخمین‌های بدست آمده از روش حداکثر راستنمایی برای نمونه‌های کوچک هم قابل اعتماد است.

استنباط بیزی بر اساس روش ارائه شده در مقاله معروف بیز[3] (۱۷۶۳) انجام می‌شود. بر اساس این شیوه، اطلاعات نمونه‌ای در ترکیب با دانش اولیه محقق در مورد پدیده تحت بررسی به دانش پسین استفاده تبدیل می‌شود. دانش پیشین بازتاب دهنده حدس یا اعتقادات ذهنی و قبل از مشاهده داده‌ها توسط محقق است. در حالی‌که دانش پسین تصحیح انجام گرفته در حدس پیشین محقق با استفاده از داده‌هاست. قضیه پیشنهادی بیز به طور معمول به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$p\left(\theta|r\right)=\frac{p\left(r|\theta\right)p\left(\theta\right)}{\int_{\Theta}p\left(r|\tilde{\theta}\right)p\left(\tilde{\theta}\right)d\tilde{\theta}}, \qquad (۶)$$

که اجزاء تشکیل دهنده آن به‌صورت زیر می‌باشند:

- $p\left(\theta\right)$ احتمال پیشین[4] θ است.
- $p\left(\theta|r\right)$ احتمال پسین[5] θ است.
- $p\left(r|\theta\right)$ احتمال شرطی داده‌های r به شرط داده‌های θ است که با عنوان تابع راستنمایی[6] نامیده می‌شود و نحوه ارتباط داده‌ها را با پارامتر نشان می‌دهد.

[1]. Hall & Yao (2003)
[2]. Heavy Tailed
[3]. Bayes (1763)
[4]. Prior Probability
[5]. Posterior Probability
[6]. Likelihood Function

- $\int_{\Theta} p\left(r\left|\tilde{\theta}\right.\right)p\left(\tilde{\theta}\right)d\tilde{\theta}$ احتمال حاشیه‌ایی r را نشان می‌دهد و به عنوان یک ثابت نرمال‌ساز عمل می‌کند تا از این‌که $p\left(\theta|r\right)$ یک مقدار احتمالی را دارا باشد مطمئن شویم.

در شیوه بیزی یکی از موضوعات بسیار با اهمیت انتخاب توزیع احتمال پیشین $p\left(\theta\right)$ است که دانش یا عدم دانش محقق را نسبت به پدیده مورد مطالعه بازتاب می‌دهد. در صورتی که محقق اطلاعات متقنی از موضوع نداشته باشد می‌تواند از توزیع‌های نا آگاهی‌بخش[1] که توسط جفریز[2] (۱۹۳۹) معرفی شده است استفاده نماید. انتخاب یک توزیع پیشین آگاهی‌بخش به قضاوت‌های تخصصی مربوط است. در حوزه پژوهش حاضر در بخش‌های آتی در زمینه توزیع پیشین منتخب برای پارامترها توضیحات لازم ارائه شده است.

نتایج استنباط بیزی در قالب میانگین پسین، انحراف استاندارد پسین و فاصله اعتبار[3] که مشابه مفهوم فاصله اطمینان اما متفاوت از آن است بیان می‌شود. فاصله اعتبار یا به صورت تحلیلی با استفاده از چندک‌های نظری توزیع پسین (زمانی‌که فرم آن‌ها شناخته شده است) یا با استفاده از روش عددی با استفاده از چندک‌های تجربی که با روش‌های شبیه‌سازی چگالی پسین محاسبه می‌شوند، بدست می‌آید (مکیان و رستمی، ۱۳۹۷، فصل هشتم: ۲۸۷). در ادبیات پژوهشی ایران در زمینه مدل‌سازی بیزی می‌توان به مکیان و همکاران (۱۳۹۷) و مهرآرا و همکاران (۱۳۹۴) مراجعه کرد.

۳-۲- فاکتور بیزی و انتخاب مدل

به منظور تخمین و پیش‌بینی تلاطم بازده سهام که با r_t نشان داده شده است ابتدا باید معادله میانگین بازده را برآورد کرد. این موضوع بخاطر این صورت می‌گیرد که بازده قبل از محاسبه تلاطم باید از هرگونه خودهمبستگی سیستماتیک زدوده شود و سپس تلاطم برآورد گردد. شیوه استنباط بیزی این امکان را فراهم می‌کند تا با استفاده از مقایسه نسبت احتمال‌های پسین مدل‌های مختلف، مشروط به داده‌های معلوم، مدلی که حداکثر احتمال تطابق با داده‌ها را داشته باشد انتخاب شود.

---

1. Non-Informative
2. Jeffreys (1939)
3. Credible Interval

این کار با فرض آن‌که $\{M_j\}_{j=1}^{k}$ مجموعه مدل‌های در دسترس باشد، با استفاده از قضیه بیز احتمال پسین jامین مدل به شرط داده‌ها به‌صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$p\left(M_j|r\right)=\frac{p\left(r|M_j\right)p\left(M_j\right)}{\int\limits_{k\in M}p\left(r|M_k\right)p\left(M_k\right)dM}, \qquad (۷)$$

احتمالات پسین مدل‌های رقیب i و j را برای مقایسه مستقیم بر اساس رابطه‌ی زیر می‌توان مورد استفاده قرار داد:

$$R_{ji}=\frac{p\left(M_j|r\right)}{p\left(M_i|r\right)}=\frac{p\left(M_j\right)}{p\left(M_i\right)}\frac{p\left(r|M_j\right)}{p\left(r|M_j\right)}, \qquad (۸)$$

زمانی‌که $R_{ji}\geq 1$ نشان‌دهنده آن است که به‌ازای داده‌های معلوم r و پیشین‌های $p\left(M_j\right)$ و $p\left(M_i\right)$ مدل j با احتمال بیشتری به‌طور دقیق‌تر پدیده تحت بررسی را نسبت به مدل i بررسی می‌کند. بنابراین، این روش معیاری از عملکرد مدل‌ها را نسبت به هم بدست می‌دهد (اوسی ولسکی[1]، ۲۰۰۱: ۲۴-۲۰). نسبت احتمالات پسین به انتخاب توابع پیشین حساس است و این انتخاب می‌تواند بر نتایج تاثیر بگذارد. به این خاطر اغلب برای اجتناب از چنین حالتی فرض می‌شود که توزیع پیشین همه مدل‌ها یکسان است. بررسی معادله میانگین به این شیوه نسبت به شیوه کلاسیک که با استفاده از معیارهای اطلاعاتی AIC و BIC (که تنها به تعداد وقفه‌ها توجه می‌کند و میزان نااطمینانی تخمین‌ها را نادیده می‌انگارد) صورت می‌پذیرد دارای چند مزیت برجسته به شرح زیر است:

(۱) در رویکرد بیزی نیازی به انجام آزمون ریشه واحد نیست و می‌توان به طور مستقیم مدلی را که بیشترین تطابق با داده‌ها دارد از طریق محاسبه احتمال پسین آن با سایر مدل‌ها برگزید. بنابراین، نیازی به تبدیل داده‌ها نیست و در صورت اشتباهات آماری انجام آزمون ریشه واحد مدل‌های نامناسب برگزیده نخواهند شد (سیمز[2]، ۱۹۸۸).

[1]. Osiewalski (2001)
[2]. Sims (1988)

(۲) در این شیوه می‌توان میزان احتمال صحت هر مدل را با توجه به داده‌ها بررسی کرد و لذا برخلاف شیوه کلاسیک می‌توان نااطمینانی ناشی از انتخاب مدل‌ها را محاسبه کرد (برگر[1]، ۲۰۰۶).

۳-۳- توزیع پیشین معادله‌ی میانگین

برای برآورد قسمت میانگین بازده ۶ فرم مختلف زیر که معمولا در مطالعات مورد استفاده قرار گرفته است با استفاده از روش فاکتور بیزی مقایسه و سپس الگوی منتخب برآورد می‌شود.

$$
\begin{aligned}
&M_1 : r_t = c_1 + \varepsilon_{1,t} \\
&M_2 : r_t = c_2 + r_{t-1} + \varepsilon_{2,t} \\
&M_3 : r_t = c_3 + \phi_3 r_{t-1} + \varepsilon_{3,t}; \qquad \phi_3 \neq 0 \wedge \phi \neq 1 \\
&M_4 : r_t = c_4 + \varepsilon_t + \theta_4 \varepsilon_{4,t-1}; \qquad \theta_4 \neq 0 \\
&M_5 : r_t = c_5 + \phi_5 r_{t-1} + \varepsilon_{5,t} - \theta_5 \varepsilon_{5,t-1}; \qquad \phi_5 \neq 0 \wedge \theta_5 \neq 0 \\
&M_6 : r_t = c_6 + \phi_6 r_{t-1} + \varepsilon_{6,t} - \theta_6 \varepsilon_{6,t-1} - \theta_6' \varepsilon_{6,t-2}; \quad \phi_6 \neq 0 \wedge \theta_6 \neq 0 \wedge \theta_6' \neq 0
\end{aligned}
\tag{۹}
$$

این فرم‌ها مجموعه مدل‌های منتخب را تشکیل می‌دهند.

به منظور سادگی انجام محاسبات، فرض شده است که توابع پیشین پارامترهای مدل‌های ارائه شده در رابطه ۹ یکسانند. تابع پیشین تمام عرض از مبدأهای c_i از نوع نرمال نا آگاهی‌بخش[2] به‌صورت $N(0,100^2)$ است. در مورد پارامتر اتورگرسیو ϕ_i فرض شده است که توزیع پیشین آن به صورت نرمال آگاهی‌بخش $N(0.5,1)$ است. این فرض به خاطر آن است که محققین اعتقاد دارند متغیر بازده بر خلاف متغیر قیمت، ماناست. همچنین برای پارامترهای میانگین متحرک θ_i توزیع پیشین $N(0.5,1)$ مفروض گرفته شده است که نااطمینانی محققین را درباره بخش هموار فرآیند میانگین متحرک مدل‌های فوق بازتاب می‌دهد. در نهایت، توزیع پیشین پارامتر واریانس σ^2 توزیع جملات اخلال $\varepsilon_{i,t}$ از نوع تابع توزیع گاما به‌صورت $G(0.5,0.5)$ فرض شده

[1]. Berger (2006)

[2]. توزیع‌های ناآگاهی بخش زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرند که محقق اطلاعات اولیه مناسبی در زمینه پارامتر مورد نظر در اختیار نداشته باشد. در زمانی که توزیع پیشین این پارامتر نرمال فرض می‌شود فرم ناآگاهی بخش دارای میانگین صفر و واریانسی حداقل برابر با ۱۰۰ خواهد بود. هرچه این واریانس بیشتر ذکر شود به معنای نااطمینانی بیشتر محقق در مورد پارامتر خواهد بود.

است. واریانس این تابع گاما به‌صورت $0.5/0.5^2=2$ محاسبه می‌شود که نشان‌دهنده مقداری نسبت بالاست و بازتاب دهنده بینش محققین راجع به نااطمینانی نسبت به ضرایب است[۱]. همچنین احتمال پیشین صحت هر مدل به صورت برابر ($p(M_i)=1/6$) در نظر گرفته شده است که به منظور پرهیز از حساسیت نتایج به تابع توزیع پیشین مدل‌ها اتخاذ شده است.

۳-۴- توزیع پیشین الگوی GARCH

پس از تصریح پیشین‌های مورد نیاز تخمین الگوی میانگین، باید توزیع پیشین پارامترهای GARCH متقارن و نامتقارن مشروط به توزیع حاشیه‌ای که برای r_t بر می‌گزینیم، بیان شود. شیوه استنباط بیزی که در این پژوهش برای مدل‌سازی تلاطم بکار گرفته شده است، بر مبنای فرض توزیع t -استیودنت اخلال‌های معادله میانگین بازده سهام $\{r_t\}$ است. بر این اساس مجموعه معادلات لازم برای استخراج تلاطم بر اساس مقاله گوویک[۲] (۱۹۹۳) به صورت زیر خواهد بود:

$$
\begin{aligned}
&r_t=\varepsilon_t\left(\frac{\upsilon-2}{\upsilon}\omega_t\sigma_t^2\right)^{0.5} \quad t=1,2,...,T\\
&\varepsilon_t \overset{iid}{\sim} \mathrm{N}(0,1)\\
&\omega_t \overset{iid}{\sim} IG\left(\frac{\upsilon}{2},\frac{\upsilon}{2}\right)\\
&\sigma_t^2=\mu_t+\alpha_1 r_{t-1}^2+\beta_1\sigma_{t-1}^2
\end{aligned}
\qquad (۱۰)
$$

در روابط فوق $\alpha_0>0,\alpha_1,\beta\geq 0$ و $\upsilon>2$ می‌باشند که به ترتیب نشان‌دهنده پارامترهای الگوی GARCH و درجه آزادی توزیع t است. همچنین $\mathrm{N}(0,1)$ نشان‌دهنده توزیع نرمال استاندارد و IG[۳] نشان‌دهنده توزیع گامای معکوس است. این محدودیت‌های وضع شده بر اجزاء

---

[۱]. در رویکرد بیزی معکوس واریانس را که با علامت τ نشان می‌دهند، ضریب دقت می‌نامند و در توزیع مورد استفاده قرار می‌دهند. در پژوهش حاضر به منظور آن‌که باورهای محققین راجع به مدلی خاص از میان مجموعه مدل‌های معرفی شده جانبداری نکرده باشد توزیع پیشین واریانس همه‌ی مدل‌ها را همانند مفروض گرفته‌ایم.

[2]. Geweke (1993)

[3]. Invers Gamma (IG)

سازنده مدل فوق به منظور آن است که الگوریتم شبیه‌سازی زنجیره‌های مارکف با مونت کارلو[1] (MCMC) به توزیع مانا پسین برای پارامترها همگرا شود.

به منظور سادگی نوشتن تابع راستنمایی، فرم برداری $r' = (r_1,...,r_T), \omega' = (\omega_1,...,\omega_T)$ و $\alpha' = (\alpha_0, \alpha_1)$ بکار گرفته می‌شود. پارامترهای مدل با بردار $\psi = (\alpha, \beta, \upsilon)$ نشان داده شده است. همچنین ماتریس واریانس-کواریانس قطری T*T را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$\Sigma = \Sigma(\psi, \omega) = diag\left(\left\{\omega_t \frac{\upsilon - 2}{\upsilon}\sigma_t^2(\alpha, \beta)\right\}_{t=1}^{T}\right) \qquad (۱۱)$$

در این رابطه $\sigma_t^2 = \mu_t + \alpha_1 y_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}$ می‌باشد، بر این اساس تابع راستنمایی (ψ, ω) با $L(\psi, \omega | r)$ نمایش و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L(\psi, \omega | r) \propto (\det \Sigma)^{-0.5} \exp\left(-\frac{1}{2} r' \Sigma^{-1} r\right) \qquad (۱۲)$$

رویکرد بیزی بردار پارامترهای (ψ, ω) را به صورت متغیرهای تصادفی با تابع چگالی احتمال پیشین $p(\psi, \omega)$ توصیف می‌کند. با ترکیب تابع راستنمایی و پارامترهای مدل، با استفاده از رابطه ۶ می‌توان تابع چگالی پسین را به صورت زیر بدست آورد:

$$p(\psi, \omega | y) = \frac{L(\psi, \omega | y)\, p(\psi, \omega)}{\int L(\psi, \omega | y)\, p(\psi, \omega) d\psi d\omega} \qquad (۱۳)$$

تابع چگالی پیشین پارامترها از نوع توابع نرمال قطع شده[2] (این فرم قطع شدگی همچنین نیم نرمال نیز نامیده می‌شود) انتخاب می‌شود. این توابع به جهت محدودیت مثبت بودن ضرایب مدل GARCH انتخاب شده‌اند و فرم آن‌ها به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} p(\alpha) &\propto \phi N_2(\alpha | \mu_\alpha, \Sigma_\alpha) 1\{\alpha \in R_+^2\} \\ p(\beta) &\propto \phi N_1(\beta | \mu_\beta, \Sigma_\beta) 1\{\beta \in R_+^2\} \end{aligned} \qquad (۱۴)$$

[1]. Monte Carlo Markov Chain Simulation (MCMC)
[2]. Truncated Normal Priors

در این رابطه $1\{\alpha \in R_+^2\}$ و $1\{\beta \in R_+^2\}$ توابع مشخصه می‌باشد که نشان می‌دهد مقادیر مثبت توزیع نرمال برای پارامترهای α و β قابل پذیرش خواهد بود. تابع توزیع پیشین بردار ω مشروط بر υ با استفاده از این فرض که اجزاء بردار ω به صورت مستقل و یکسان در قالب یک تابع توزیع گامای معکوس توزیع شده است، بدست می‌آید. بنابراین، خواهیم داشت:

$$p(\omega|\upsilon)=\left(\frac{\upsilon}{2}\right)^{\frac{T\upsilon}{2}}\left[\Gamma\left(\frac{\upsilon}{2}\right)\right]^{-T}\left(\prod_{t=1}^{T}\omega_t\right)^{-\frac{\upsilon}{2}-1}\times\exp\left[-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\frac{\upsilon}{\omega_t}\right] \qquad (۱۵)$$

برای انتخاب تابع توزیع پیشین پارامتر درجه آزادی از توزیع پیشین معرفی شده توسط دشام[1] (۲۰۰۶) استفاده شده است. وی برای این منظور از توزیع نمایی با پارامترهای $\lambda > 0$ و $\delta \geq 2$ به صورت زیر استفاده می‌کند:

$$p(\upsilon)=\lambda\exp\left[-\lambda(\upsilon-\delta)\right]1\{\upsilon>\delta\} \qquad (۱۶)$$

وی به دو دلیل مهم از این تابع استفاده می‌کند: الف) سادگی محاسبات ب) تقریب توزیع جملات خطا با توزیع نرمال.

قابل ذکر است که در پژوهش حاضر در مورد پارامترهای مدل‌های نامتقارن GJR-GARCH و EGARCH نیز از این توابع پیشین استفاده می‌شود. لازم به توضیح است که علاوه بر روش MCMC که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است روش‌های دیگری برای تخمن توزیع پسین پارامترهای مدل‌های GARCH وجود دارد. برای مثال، آری و پاپادوپولوس[2] (۲۰۱۶) روش جدیدی را برای تخمین پارامترهای مدل GARCH با استفاده از تقریب لیندلی[3] ارائه کرده‌اند که محاسبات تخمین توزیع پسین پارامترها را راحت‌تر می‌کند.

1. Deschamps (2006)
2. Ari and Papadopoulos (2016)
3. Lindley's Approximation

۳-۵- گزینش مدل مناسب برای پیش‌بینی در شیوه استنباط بیزی (معیار انحراف اطلاعاتی بیزی[۱])

یکی از اهداف این پژوهش انتخاب مدل مناسب برای پیش‌بینی تلاطم است. در ادبیات بیزی، برای مقایسه مدل‌ها بر حسب قدرت پیش‌بینی‌شان از معیار انحراف اطلاعاتی که به طور خلاصه به صورت DIC نشان داده می‌شود، استفاده می‌شود. این معیار به تعداد پارامترها حساس است و مدل‌های با پارامتر زیاد را جریمه[۲] می‌کند. مقادیر کمتر DIC برای هر مدل نشان دهنده توانایی بالاتر پیش‌بینی آن مدل است. محاسبه این معیار نیازمند داشتن مقادیری است که به راحتی با استفاده از نمونه‌گیری MCMC بدست می‌آیند. در این زمینه اطلاعات مفیدی از برناردو و اسمیت (۲۰۰۰) می‌توان یافت[۳].

دلیل استفاده از این معیار، استفاده فراوان از آن در شیوه استنباطی بیزی است. برای مثال می‌توان به آردیا[۴] (۲۰۱۰)، چیب و همکاران[۵] (۲۰۰۲) و جاکوایر و همکاران[۶] (۲۰۰۴) اشاره کرد.

۴- یافته‌ها

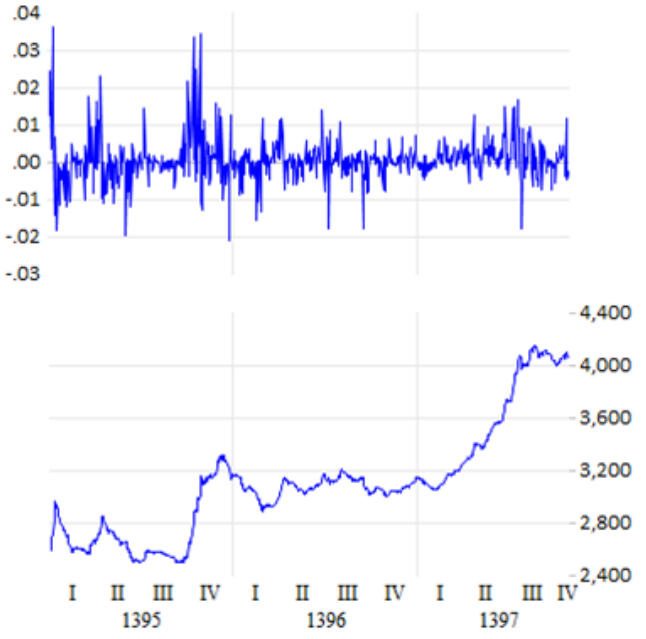
۴-۱- بررسی توصیفی

نمودار ۲ نرخ انتشار قیمت و بازده سهام ۵۰ شرکت فعال در بورس تهران را در بازه زمانی سال ۱۳۹۴/۱/۵ تا ۱۳۹۷/ ۱۱/۲۹ نشان می‌دهد. در طول زمان نوسانات در انتشار بازده سهام متغیر است. در این نمودار به وضوح ویژگی خوشه‌ایی بودن تلاطم در بازده سهام دیده می‌شود، زیرا مشاهده می‌شود که دوره‌هایی با تلاطم بالا، و با تلاطم پایین، به همراه همدیگر روی می‌دهند. این موضوع شاهدی بر آن است که نوعی وابستگی در واریانس شرطی بازده روزانه سهام وجود دارد[۷].

---

1. Deviance Information Criterion (DIC)
2. Penalize
3. باید توجه داشت که در شیوه استنباط بیزی استفاده از معیاری همچون معیار میانگین مربعات خطا (MSE) به نتیجه‌ی مطلوب نمی‌انجامد زیرا در شیوه بیزی علاوه بر مقدار آتی متغیر، پارامترها نیز تصادفی هستند و این معیار از محاسبه عدم قطعیت آن‌ها ناتوان است در حالی که معیار انحراف اطلاعاتی (DIC) این موضوع را نیز در بر می‌گیرد.
4. Ardia (2010)
5. Chib (2002)
6. Jacquier (2004)
7. در پژوهش حاضر از آزمون LM برای تشخیص اثرات ARCH استفاده نشده است چرا که این آزمون در مورد وجود اثرات غیر خطی معتبر نیست. برای اطلاعات بیشتر می‌توان به لی و همکاران (۱۹۹۳) رجوع کرد.

همچنین علیرغم تلاطم‌های بزرگ مشاهده می‌شود که بازده به میانگین باز می‌گردد (خاصیت مانایی تلاطم).



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲: نرخ انتشار داده‌های قیمت و بازده سهام حول میانگین در طول زمان

جدول ۲ ویژگی‌های توصیفی بازده روزانه سهام را نشان می‌دهد. بر اساس جدول ۲، متوسط بازده روزانه سهام ۰٫۱٪ است. ضریب کشیدگی توزیع غیر شرطی[۱] داده‌ها در مقایسه با توزیع نرمال بسیار بزرگتر است (کشیدگی= ۹٫۳۲). این موضوع فرضیه وجود اثرات ARCH را که در بخش بعد بررسی خواهد شد، تقویت می‌کند. توزیع روزانه بازده چوله به سمت راست است و بیان‌گر آن است که احتمال رخداد مقادیر بازده مثبت و بزرگ بیشتر از وقوع بازده‌های منفی و بزرگ است.

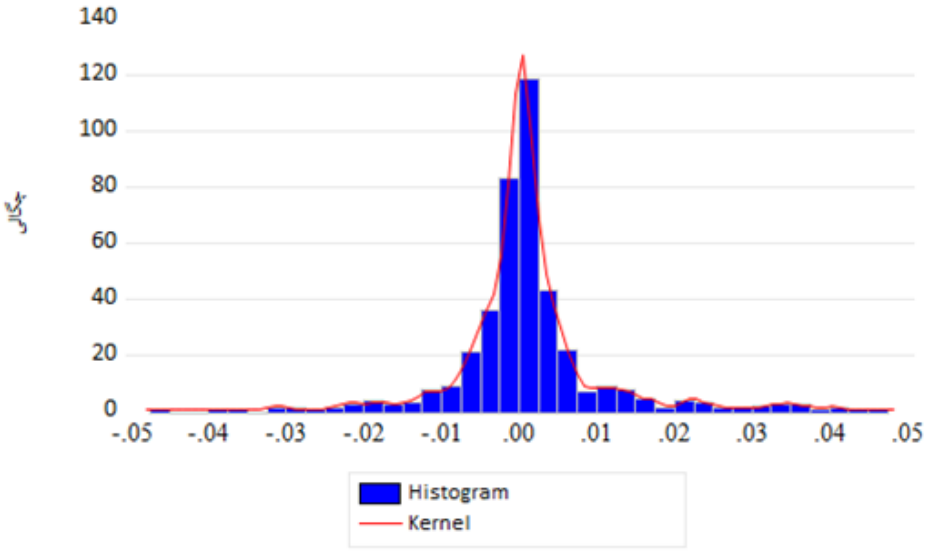
جدول ۲: آماره‌های توصیفی نرخ بازده روزانه سهام

کشیدگی	چولگی	انحراف استاندارد	مینیمم	ماکزیمم	میانه	میانگین
۹/۳۲۶۴۵۳	۰/۸۳۱۳۷۷	۰/۰۰۹۱۸	-۰/۰۴۶۱۶۴	۰/۰۴۶۲۷۸	۰/۰۰۰۳۹۵	۰/۰۰۱۰۰۵۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۱. Unconditional Distribution

ترکیب توزیع نرمال شرطی با اثرات GARCH منجر به ایجاد توزیع‌های با کشیدگی بالا می‌شود اما اگر میزان کشیدگی توزیع داده‌های بازده بسیار بالا باشد ممکن است استفاده از توزیع نرمال نامناسب باشد. نمودار ۳ تقارن و کشیدگی بالای توزیع بازده روزانه سهام را نشان می‌دهد. این نمودار به خوبی نشان می‌دهد که در این شرایط استفاده از توزیع نرمال می‌تواند انتخاب نامناسبی باشد. بنابراین، در این پژوهش از توزیع t–استیودنت به‌عنوان توزیع شرطی بازده استفاده شده است.

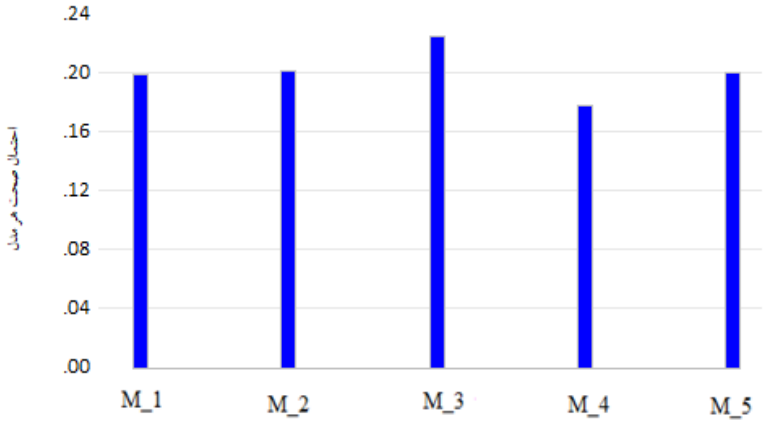


ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳: توزیع تجربی بازده روزانه سهام

۴-۲- تحلیل استنباطی

نتایج برآورد مدل‌های مطرح شده در رابطه ۹ برای بخش معادله میانگین حرکت قیمت‌های سهام با توابع پیشین گفته شده در بخش ۳-۳ با استفاده از الگوریتم MCMC به تعداد ۳۰ هزار تکرار بدست آمده است. بر اساس این نتایج که در نمودار ۴ ارائه شده است، بیشترین احتمال تناسب داده‌ها با مدل M_3 با میزان احتمال پسین صحت $p\left(M_3|y_t\right)$ به طور تقریبی برابر با ۰,۲۳ است. از آن‌جا که احتمال پیشین صحت هر مدل برابر با مقدار ۰,۱۶۶ در نظر گرفته شده است، لذا نتایج انتخاب مدل تحت تاثیر پیشین یاد شده قرار نمی‌گیرد.



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۴: احتمال پسین تطابق داده‌ها با مدل‌های مختلف در رابطه (۹)

این نتایج در مورد معادله میانگین مشابه نتایج نلسون (۱۹۹۱) است. بنابراین، معادله میانگین لگاریتم بازده روزانه سهام به احتمال زیاد از یک فرآیند AR(1) تبعیت می‌کند. مشخصه‌های توزیع پسین پارامترهای مدل‌های مطرح شده در رابطه ۹ از جمله میانگین پسین، $\hat{E}_p(\theta)$، انحراف استاندارد پسین، $\hat{V}_p^{0.5}(\theta)$، خطای شبیه‌سازی مونت کارلو، $MCER$[۱] و فاصله اعتبار ۹۵٪ در جدول ۳ نشان داده شده است.

در جدول ۳ ضرایبی که در داخل پرانتز قرار گرفته‌اند از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند زیرا فاصله اعتبار نظیر آن‌ها شامل صفر نیست. تخمین پسین تمامی پارامترهای اتورگرسیو ϕ_i کمتر از واحد می‌باشد که نشان‌دهنده احتمال بالای مانایی داده‌های بازده است. جز میانگین متحرک، θ_i، در هیچ یک از مدل‌ها معنی‌دار نیست. در همه موارد ضریب دقت τ_i که به صورت عکس واریانس تعریف می‌شود ($\tau_i = 1/\sigma_i^2$) در تمام مدل‌ها حدود ۱۰ برابر بزرگ‌تر از مقدار واریانس پیشین توزیع گامای تصریح شده در ۱-۳ است. بنابراین، داده‌های مورد استفاده به خوبی توانسته‌اند دقت تخمین‌ها را افزایش دهند. بر اساس این نتایج مدل M_2 بعنوان مدل پایه معادله میانگین پذیرفته می‌شود زیرا بیشترین احتمال پسین صحت را دارد. این مدل فرضیه تبعیت تحولات بازده شاخص

---

[۱]. خطای شبیه‌سازی مونت کارلو یا MCER انحراف استاندارد مقادیر شبیه‌سازی شده پارامتر حول مقدار میانگین تخمینی آن در طول T تکرار شبیه‌سازی می‌باشد. هر چه این مقدار کمتر باشد به معنای پایداری بیشتر نتایج حاصل از شبیه‌سازی است و به معنای عدم نیاز به افزایش حجم T برای پایداری بیشتر شبیه‌سازی‌هاست.

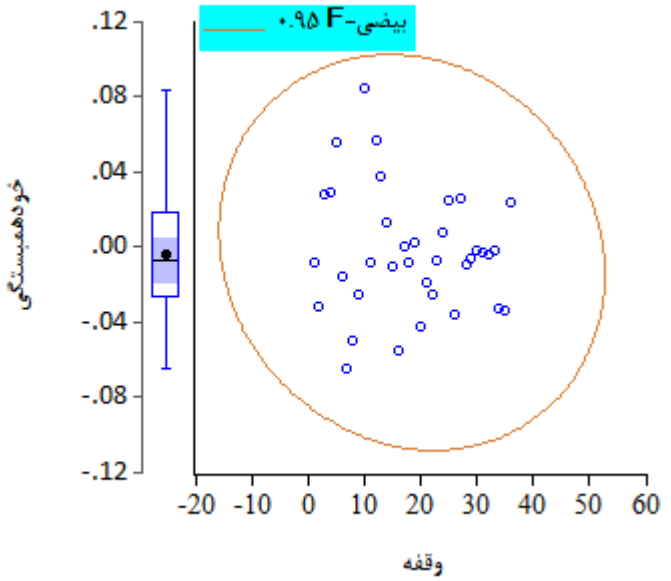
قیمت‌های روزانه ۵۰ شرکت فعال‌تر بورس تهران از یک فرآیند گام تصادفی هندسی را تایید می‌کند.

جدول۳: تخمین پارامترهای مجموعه مدل‌های ارائه شده در رابطه (۹) با استفاده از MCMC

ضرایب	$\hat{E}_p(\theta)$	$\hat{V}_p^{0.5}(\theta)$	$MCER$	فاصله اعتبار ۹۵ ٪		
				٪۲٫۵	٪۵۰	٪۹۷٫۵
(c_1)	۰/۰۰۳۱۲	۰/۰۵۲۵۸	۰/۰۰۳۵۶۹	۰/۰۰۱۰۸۵	۰/۰۰۲۵۲۳	۰/۰۱۰۴
(c_2)	۰/۰۰۰۹	۰/۰۵۵۲۶	۰/۰۰۱۲۸۶	۰/۰۰۰۱۱۱۷	۰/۰۰۱۷۷۶	۰/۰۱۰۸۸
(c_3)	۰/۰۰۲۳۷	۰/۰۶۰۴۵	۰/۰۰۴۹۳۱	۰/۰۰۰۹۷۳۴	۰/۰۰۹۸۲۴	۰/۱۴۰۲
(c_4)	۰/۰۰۹۳۱۴	۰/۰۵۵۰۱	۰/۰۰۳۰۴۹	۰/۰۰۱۱۶۴	۰/۰۰۳۳۲	۰/۰۱۲۲۴
(c_5)	۰/۰۰۱۸۱	۰/۰۶۶۰۶	۰/۰۰۴۸۰۸	۰/۰۰۱۵۰۹	۰/۰۰۱۲۶۹	۰/۰۱۲۸۵
c_6	۱/۸۶	۱۰۱/۵	۱/۷۷۲	−۱۹۴/۸	۲/۳۰۹	۲۰۱/۵
(ϕ_3)	۰/۴۴۸۸	۰/۹۷۲۱	۰/۰۲۱۴۵	۰/۱۴۷	۰/۴۴۰۴	۱/۰۴۲
ϕ_5	۰/۵۳۱۴	۱/۰۱۴	۰/۰۲۱۹۲	−۰/۴۶۳	۰/۵۰۸۳	۱/۴۶۱
ϕ_6	۰/۴۷۵۷	۰/۹۹۵۷	۰/۰۱۹۸۳	−۰/۵۰۷	۰/۴۷۰۱	۱/۳۹۷
(τ_1)	۲۲/۳۶	۱۰/۲۵	۰/۴۷۸	۸/۷۲۵	۱۹/۷۷	۴۶/۸۱
(τ_2)	۲۱/۴۲	۹/۵۹۵	۰/۳۲۲۳	۸/۷۰۷	۱۹/۱	۴۵/۵۷
(τ_3)	۲۰/۳۷	۸/۹۲۶	۰/۳۵۹۶	۸/۴۶	۱۸/۴۱	۴۳/۵۴
(τ_4)	۲۲/۳۵	۱۰/۱۳	۰/۴۰۴۱	۸/۶۹۴	۱۹/۷۹	۴۶/۹۹
(τ_5)	۲۱/۱۹	۹/۵۷۴	۰/۴۰۱۹	۸/۲۴۸	۱۸/۷۹	۴۵/۳۵
(τ_6)	۱/۰۹۴	۱/۴۷۵	۰/۰۴۶۴۹	۰/۰۱۰۱	۰/۵۴۳۶	۵/۴۲۸
θ_4	−۰/۰۷۵۳۷	۰/۴۵۳۸	۰/۰۱۷۲۳	−۰/۸۸	−۰/۰۷۶۰۲	۰/۸۱۵۸
θ_5	−۰/۱۴۷۴	۰/۴۳۱۸	۰/۰۱۷۵۶	−۰/۹۲۲۲	−۰/۱۵۸۴	۰/۷۰۵۶
θ_6	۰/۴۷۵۷	۱/۰۲۸	۰/۰۲۲۰۷	−۱/۵۱۹	۰/۴۵۱۲	۲/۵۸۹
θ_7	۰/۴۹۲۷	۰/۹۷۷۳	۰/۰۱۹۴۴	−۱/۳۸۷	۰/۴۵۸	۲/۵۱۸

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۵ آزمون وجود خودهمبستگی‌های بازده روزانه سهام در ۳۶ وقفه را در سطح اطمینان ۹۵٪ برای باقیمانده‌های بدست آمده از مدل M_3 نشان می‌دهد. بر اساس یافته‌های ارائه شده در این نمودار هیچ‌کدام از این خودهمبستگی‌ها خارج از فاصله اطمینان ۹۵٪ بیضی‌وار ترسیم شده قرار نمی‌گیرند. این موضوع به معنای عدم وجود خودهمبستگی معنی‌دار آماری در داده‌های بازده روزانه سهام بر اساس مدل M_3 است.



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۵: بررسی وجود خودهمبستگی در وقفه‌های مختلف متغیر بازده روزانه سهام در سطح اطمینان ۹۵٪

پس انتخاب مدل میانگین مناسب، معادله واریانس شرطی به‌منظور پیش‌بینی تلاطم باید برآورد شود. جدول ۴ تخمین‌های مربوط به سه مدل GARCH، GJR-GARCH و EGARCH با استفاده از شیوه استنباط بیزی را نشان می‌دهد. این نتایج با الگوریتم MCMC به تعداد ۳۰۰۰۰ تکرار توزیع پسین پارامترهای هر سه مدل بدست داده است. زمانی که از مدل GARCH استفاده می‌شود، پایداری تلاطم بالا می‌باشد به دلیل آن‌که $\alpha+\beta$ در جدول ۴ به یک بسیار نزدیک است. با این حال این نسبت از یک کوچکتر است و در نتیجه تلاطم میراست. در مدل GARCH معیار نیمه عمر تلاطم تقریبا برابر ۲۷ روز است. بدین معنی که پس از آغاز یک موج تلاطمی اثراتش حدودا ۲۷ روز بعد به نصف مقدار بلندمدت خواهد رسید. همان‌گونه که در جدول ۴ نشان

داده شده است در سطر احتمال پسین مانایایی تلاطم که با $p(\alpha+\beta)$ مشخص شده است، کمترین میزان احتمال مانایی (میرا شدن تلاطم) مربوط به مدل GARCH متقارن است.

در عین حال، مدل‌های غیر خطی احتمال مانایی تلاطم بازده روزانه ۵۰ شرکت فعال بورس را بسیار بالاتر از مدل خطی برآورد می‌کنند. مدل GJR-GARCH احتمال پسین مانایی تلاطم را تقریبا برابر با ۹۸ درصد برآورد می‌کند و این احتمال برای EGARCH برابر با ۰٫۶۷۶ است. این موضوع برای سرمایه‌گذاران بازار سهام بسیار بااهمیت است، زیرا با دانستن این موضوع که یک موج تلاطمی چه مدت طول می‌کشد تا میرا شود، بهتر می‌توانند تصمیم به خرید و فروش سهام بگیرند.

جدول ۴: تخمین مدل‌های تلاطم خطی و غیرخطی GARCH بیزی

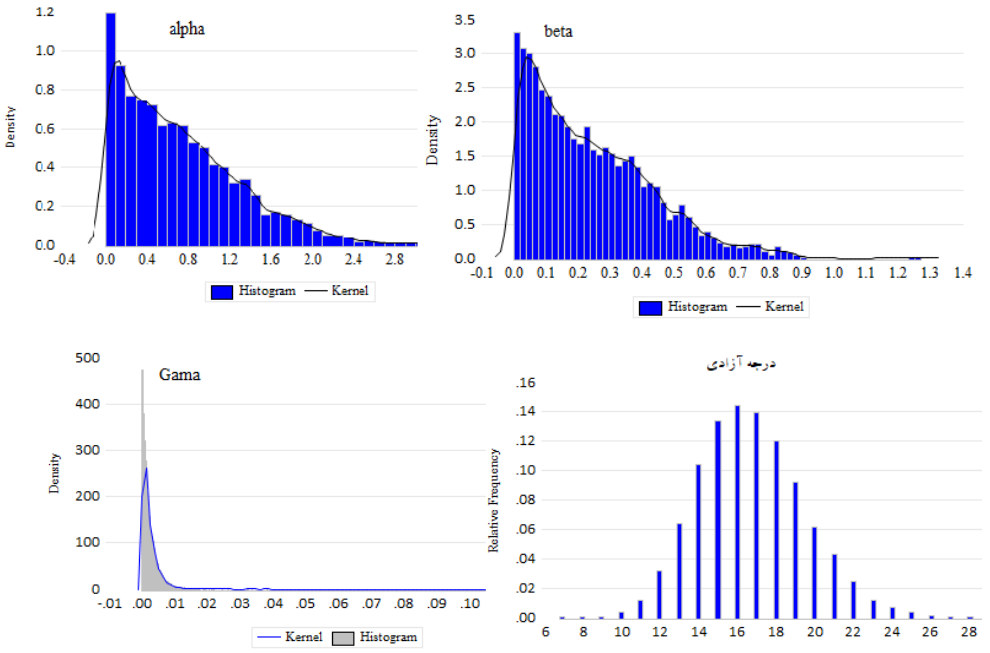
	GARCH			GJR-GARCH			EGARCH		
θ	$\hat{E}_p(\theta)$	$\hat{V}_p^{0.5}(\theta)$	$MCER$	$\hat{E}_p(\theta)$	$\hat{V}_p^{0.5}(\theta)$	$MCER$	$\hat{E}_p(\theta)$	$\hat{V}_p^{0.5}(\theta)$	$MCER$
α	۰/۷۱۷۴	۰/۵۳۲۹	۰/۰۰۸۳	۰/۰۹۹۰	۰/۰۰۸۳۵	۰/۰۶۳۹	۰/۷۷۸۴	۰/۵۸۶۶	۰/۰۱۰۳
β	۰/۲۲۱۳	۰/۱۷۱۷	۰/۰۱۴۶	۰/۱۸۳۷	۰/۰۱۴۶۹	۰/۱۱۰۹	۰/۷۹۰۱	۰/۶۰۲۲	۰/۰۱۰۸
γ	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۰۲۶	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۰۲۶	۰/۰۰۴۹	۹۹/۰۱	۹۹/۵۱	۲/۰۷۲
λ	-	-	-	۰/۰۴۳۸	۰/۰۱۶۷۶	۰/۱۲۳۶	−۰/۰۲۴	۰/۹۸۵۴	۰/۰۱۹۶
υ	۱۶/۷۱	۲/۷۹۱	۰/۱۹۵۷	۱۵/۹۴	۰/۱۷۴	۲/۷۵۸	۱۱/۹۵	۲/۱۹	۰/۱۷۶۶
$\alpha+\beta$	۰/۹۲۸۱	۰/۵۱۴۸	۰/۰۵۷۴	۰/۳۰۴۶	۰/۰۲۳۹۲	۰/۱۸۲۲	-	-	-
$p(\lambda)$	-	-	-	۰/۶۰۴	۰/۴۸۹۱	۰/۰۶۳۴	۰/۵۳۲	۰/۴۹۹۹	۰/۰۰۸۸
$p(\alpha+\beta)$	۰/۹۷۴۳	۰/۴۹۶۷	۰/۰۵۷۴	۰/۹۸۷۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۲	۰/۶۷۶	۰/۳۸۹۸	۰/۰۴۳۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین، وجود اثرات نامتقارن بر روی پایداری تلاطم بازده سهام ۵۰ شرکت فعال بازار بورس تاثیرگذار است. همان‌طور که گفته شد میانگین غیر شرطی فرآیند GARCH، نشان دهنده مقدار بلندمدت تلاطم (زمانی که افق پیش‌بینی به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، $h \to \infty$) است که با استفاده از رابطه $\gamma/1-\alpha-\beta$ محاسبه می‌شود و قدر مطلق آن بعنوان انحراف استاندارد بلندمدت برابر با ۰٫۱۷۸ بدست می‌آید که بسیار به انحراف استاندارد بازده روزانه سهام جدول ۱ نزدیک است و بیان‌گر آن است که متوسط سالانه تلاطم حدود ۸٪ درصد است[1]. نمودار ۶ توزیع

[1]. متوسط سالانه تلاطم با استفاده از میانگین حسابی ساده تلاطم روزانه بدست آمده است.

احتمال پسین پارامترهای مدل GARCH را که با الگوریتم MCMC شبیه‌سازی شده است نشان می‌دهد.



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۶: توزیع پسین حاشیه‌ایی پارامترهای مدل GARCH(1,1) بیزی

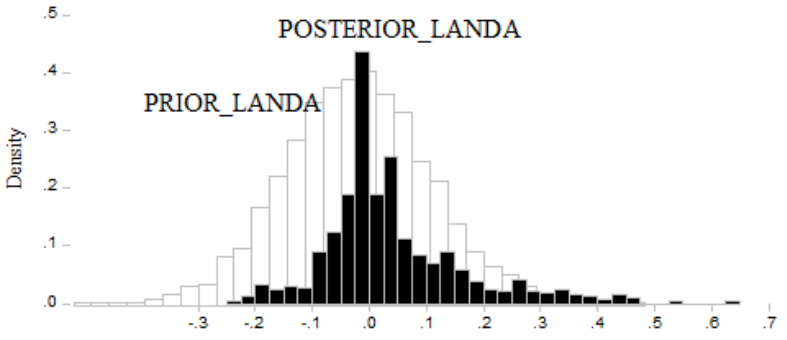
نمودارهای ضرایب همگی چوله به راست می‌باشند و نشان دهنده رعایت محدودیت مثبت بودن این ضرایب که در بخش ۳-۲ ذکر شد، در تمام طول توزیع پسین آن‌ها است. درجه آزادی برای داده‌های مالی در صورت استفاده از توزیع t- استیودنت باید شرط $\upsilon > 4$ را برآورده سازد، زیرا در غیر این صورت، میزان کشیدگی توزیع شرطی به سمت بی‌نهایت میل خواهد کرد (انگل و بالرسلیف، ۱۹۸۶). نتایج تخمین‌ها و همچنین نمودار ۵ نشان می‌دهد که درجه‌ی آزادی توزیع شرطی داده‌ها این محدودیت را برآورده ساخته است. نمودار توزیع پسین مدل GJR-GARCH و EGARCH نیز مانند نمودار فوق محدودیت‌ها را رعایت کرده‌اند و به علت طولانی شدن متن گزارش نشده است.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۴ وجود اثر اهرمی در بازار سهام در هر دو مدل GJR-GARCH و EGARCH پذیرفته می‌شود. ضریب λ در هر دو مدل نامتقارن علامت مورد انتظار را برای وجود اثر اهرمی دارا است. بر اساس این نتایج در مدل GJR-GARCH وقوع

یک شوک مثبت در دوره جاری به اندازه یک واحد در بازار سهام تاثیرش بر تلاطم دوره بعد به میزان ۰,۰۹۹ و اگر شوک منفی باشد اثرش بر تلاطم دوره بعد ۰,۱۴۲۸ (که از جمع $\alpha+\lambda$ بدست می‌آید) خواهد بود. بنابراین، در این حالت علاوه بر اندازه شوک، علامت شوک اثرات متفاوتی بر تلاطم بر جای خواهد گذاشت. احتمال پسین وقوع اثرات اهرمی در مدل GJR-GARCH برابر با ۶۰ درصد است و لذا، در این مدل اثرات اهرمی به طور قوی تایید می‌شود. اما در مدل EGARCH وقوع یک شوک مثبت در دوره کنونی به اندازه یک واحد بر تلاطم دوره بعد به میزان ۰,۵۹و در صورتی که شوک منفی باشد به میزان ۰,۹۶۵۲ اثر خواهد گذاشت. این مقادیر بر اساس رابطه $\alpha_i(1+\lambda_i)$ که در بخش ۳-۲ ذکر شد بدست آمده است. میزان احتمال پسین وقوع اثر اهرمی در مدل EGARCH برابر با ۵۳,۲ درصد است و لذا نسبت به مدل دیگر به طور ضعیف وجود اثرات اهرمی تایید می‌شود.

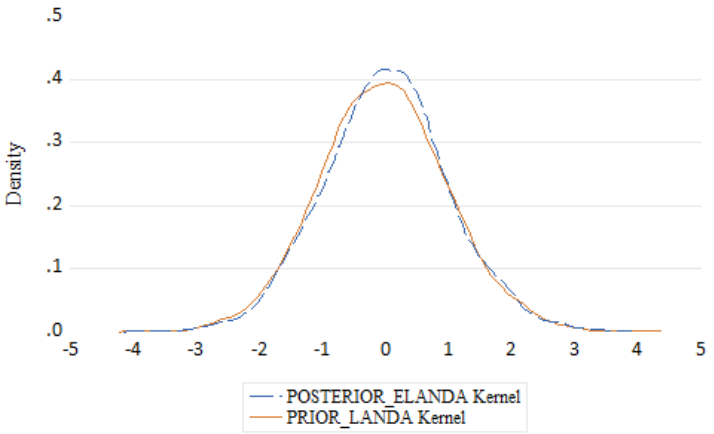
نمودارهای ۷ و ۸ توزیع پیشین و پسین اثرات اهرمی (پارامتر λ) مدل‌های نامتقارن GJR-GARCH و EGARCH را نشان می‌دهد. می‌توان مشاهده کرد که در مدل GJR-GARCH نسبت به مدل EGARCH، داده‌های استفاده شده اثرگذاری بیشتری بر اطلاعات پیشین پارامتر نامتقارنی λ دارند.

با توجه به توضیحات فوق استفاده اشتباه از هر مدل می‌تواند منجر به تبعات جدی در پیش‌بینی وضعیت آتی تلاطم و در نتیجه برآورد میزان ریسک بیشتر یا کمتر از مقدار واقعی شود. بنابراین، در ادامه پژوهش با استفاده از معیار انحراف اطلاعاتی بیزی (DIC) مدل مناسب انتخاب خواهد شد و بر اساس آن پیش‌بینی تلاطم ارائه می‌شود.



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۷: مقایسه توزیع پیشین و توزیع پسین ضریب اثرات اهرمی در مدل GJR-GARCH



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۸: مقایسه توزیع پیشین و توزیع پسین ضریب اثرات اهرمی در مدل EGARCH

۴-۳- انتخاب مدل تلاطم مناسب با داده‌های روزانه بازار سهام ایران بر اساس معیار انحراف اطلاعاتی بیزی

پیش‌بینی تلاطم در بازارهای مالی بسیار مهم است. بعنوان مثال در امر سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی، از تلاطم انتظاری بعنوان معیاری برای اندازه‌گیری صرف ریسک استفاده می‌شود. علاوه بر این در محاسبه ارزش در معرض ریسک و کسری مورد انتظار[1] از پیش‌بینی تلاطم استفاده می‌شود.

جدول ۵: انتخاب مدل تلاطم مناسب برای پیش‌بینی با استفاده از معیار انحراف اطلاعاتی بیزی

مدل	Bayesian GARCH	Bayesian EGARCH	Bayesian GJR-GARCH
DIC	۹۹۳/۴	۹۲۶/۲	۹۱۵/۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

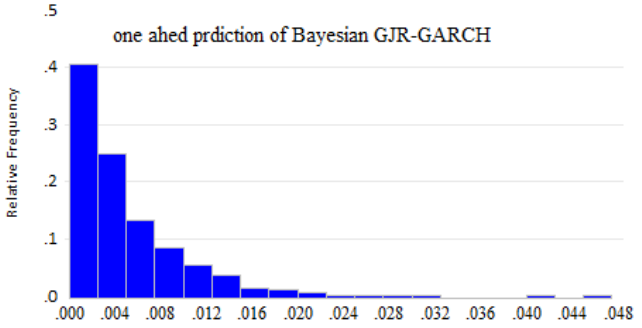
نتایج معیار DIC برای سه مدل مورد استفاده در این پژوهش در جدول ۵ نشان داده شده است. بر اساس این نتایج، کمترین میزان DIC مربوط به مدل GJR-GARCH بیزی است. این به معنی آن است که عملکرد این مدل در پیش‌بینی تلاطم داده‌های بازده روزانه سهام از سایر مدل‌ها بهتر است. این نتیجه به دلیل آن‌که احتمال مانایی تلاطم در این مدل نسبت به بقیه مدل‌ها بالاتر بود نیز مورد انتظار بود. زیرا مانایی تلاطم یکی از عناصر پیش‌بینی پذیری تلاطم است.

[1]. Expected Shortfall (ES)

۴-۴- پیش‌بینی تلاطم با استفاده از مدل GJR-GARCH

از آن‌جا که پیش‌بینی استفاده از تابعی همچون $\hat{r}_t(h)$ برای تخمین مقدار r_{t+h} (بازده سهام در h دوره آتی) است که هنوز روی نداده، لذا؛ $\hat{r}_t(h)$ یک متغیر تصادفی و حاوی نااطمینانی است. بر خلاف شیوه کلاسیک، شیوه استنباط بیزی توانایی بررسی میزان این نااطمینانی $\hat{r}_t(h)$ را با استفاده از تخمین توزیع پسین آن دارد که یکی از مزایای غیر قابل انکار روش‌های بیزی در مقایسه با روش‌های کلاسیک است[۱]. نمودار ۹ توزیع احتمال پیش‌بینی یک گام به پیش[۲] تلاطم را با استفاده از الگوی GJR-GARCH نشان می‌دهد. بر اساس نمودار ۹، تلاطم شروع اسفند سال جاری مقداری تصادفی در بازه صفر تا ۰,۴۸٪ درصد است. محتمل‌ترین مقدار به دلیل چولگی توزیع مقادیر پیش‌بینی شده در میانه توزیع رخ می‌دهد و برابر با ۰,۳٪ است.

از آن‌جا توزیع احتمال مقادیر آتی تلاطم بازده سهام با استفاده از الگوی GJR-GARCH در دست است به راحتی می‌توان فاصله احتمال ۹۵٪ $\hat{r}_t(1)$ را محاسبه کرد. نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که احتمال قرارگیری تلاطم در فاصله‌ی ۰,۰۱٪ تا ۱,۷٪ برابر با ۹۵٪ است.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۹: توزیع پیش‌بینی $h_t(1)$ (روز معاملاتی اول اسفند ۱۳۹۷)

جدول ۶: انتخاب مدل تلاطم مناسب برای پیش‌بینی با استفاده از معیار انحراف اطلاعاتی بیزی

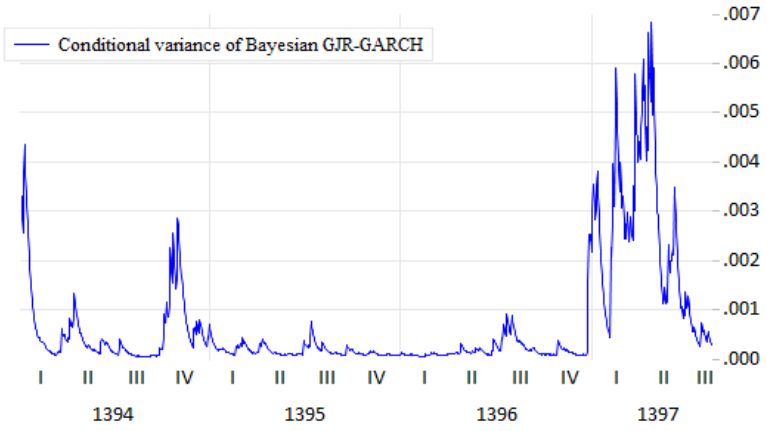
پیش‌بینی	$\hat{E}_p(\theta)$	$\hat{V}_p^{0.5}(\theta)$	$MCER$	فاصله اعتبار ۹۵٪		
				٪۲/۵	٪۵۰	٪۹۷/۵
تلاطم اول اسفند سال ۱۳۹۷	۰/۰۰۴۷۰۹	۰/۰۰۴۶۵۷	۰/۰۰۰۲۹۶	۰/۰۰۰۱۶۸	۰/۰۰۳۰۵۶	۰/۰۱۷۵۱

منبع: یافته‌های تحقیق

[۱]. علاوه بر این، از آن‌جا که نمونه داده‌های اقتصاد مالی ماهیتا تکرارناپذیرند تفسیر نتایج آن‌ها بر اساس شیوه کلاسیک مناسب نیست.

[۲]. One Step Ahead

با توجه به نمودار ۱۰ که واریانس شرطی مدل GJR-GARCH بیزی را نشان می‌دهد، پیش‌بینی فوق به معنای افزایش تلاطم در زمان وقوع پیش‌بینی است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱۰: تلاطم پیش‌بینی شده با مدل GJR-GARCH بیزی

نمودار ۱۰ پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای تلاطم بازده سهام را با استفاده از الگوی GJR-GARCH نشان می‌دهد. مقادیر نمودار ۱۰ با استفاده از میانگین پسین توزیع احتمال نقاط پیش‌بینی محاسبه شده است. بر اساس یافته‌های نمودار ۱۰، تلاطم در نیمه دوم سال به طور متوسط بیشتر از نیمه اول سال بوده است و پیش‌بینی نمودار ۱۰ در مورد زمان پیش‌بینی مورد نظر (اول اسفند ۱۳۹۷) کاهش تلاطم نسبت به روزهای پیشین است.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در اقتصاد اندازه‌گیری عبارت است از تخصیص اعداد به یک یا چند ویژگی اشیاء، رویدادها و وضعیت‌ها بر اساس یک قاعده با هدف تولید اطلاعات موثق در مورد این اشیاء، رویدادها یا وضعیت‌ها. اندازه‌گیری و درک واقعیت اقتصادی دو روی یک سکه می‌باشند: بدین معنا که اندازه‌گیری به تنهایی عدد تصادفی بی‌معنایی را تخصیص می‌دهد و درک بدون اندازه‌گیری نیز صرفا یک عمل فلسفی باقی می‌ماند. این رابطه‌ی نزدیک به ویژه هنگام تحلیل عدم قطعیت در بازارهای مختلف مشهود است. اندازه‌گیری مناسب عدم قطعیت بازار سهام اولین گام در زمینه سیاست‌گذاری در این بازار است. هر مدلی که برای اندازه‌گیری کمیت ریسک بازار سهام ارائه می‌شود باید معیارهای ضمنی کفایت همچون الزامات نظری و ریاضی و آماری را برآورده سازد.

همچنین برای سیاست‌گذاری در این بازار مفید باشد. بنابراین، به منظور آن‌که مدل کفایت لازم را داشته باشد؛ شیوه مدل‌سازی باید موارد اساسی همچون مفاهیم نظری، دیدگاه‌های سیاستی، مفاهیم و تکنیک‌های ریاضی، حقایق تجربی و داده‌ها را ترکیب کند. علاوه بر این، برای رسیدن به اندازه‌های قابل اعتماد ریسک بازار سهام قواعد باید الزامات خاصی را رعایت کنند. ماهیت این الزامات بستگی به ماهیت بازار سهام و شرایطی دارد که در آن اندازه‌گیری‌ها (شی یا رویداد تحت اندازه‌گیری، سیستم اندازه‌گیری و محیط) انجام می‌شود. این موضوع که اندازه‌گیری عدم قطعیت شاخص قیمت سهام نیازمند ارائه یک مدل است به معنای آن است که صرفا با محاسبه توزیع احتمال داده‌های شاخص قیمت (یا بازده) سهام نمی‌توان عدم قطعیت را اندازه گرفت. با این حال، پیش‌بینی عدم قطعیت بازده سهام با این واقعیت عمومی که عدم قطعیت را نمی‌توان به طور مستقیم اندازه‌گیری کرد و باید از رفتار قیمت‌های مشاهده شده در بازار استنباط شود پیچیده‌تر می‌شود. این بدان معناست که عدم قطعیت به همان روشی که دما با دماسنج اندازه‌گیری می‌شود قابل اندازه‌گیری نیست: زیرا یک متغیر پنهان[1] است. به عنوان مثال، بازده روز در پایان روز معاملاتی مشخص می‌شود در حالی‌که عدم قطعیت همان روز ناشناخته است. تنها چیزی که می‌توان گفت این است که اگر قیمت‌ها در طول روز نوسانات شدید داشته باشد احتمالاً عدم قطعیت بالا است. در نتیجه، اندازه‌گیری عدم قطعیت نیازمند مدل‌سازی آماری است که مستلزم اتخاذ برخی فروض است (دنیلسون[2]، ۲۰۱۱: فصل چهارم).

تخمین معتبر عدم قطعیت و پیش‌بینی مقادیر آتی آن برای موسسه‌های اعتباری بسیار مهم است. زیرا تصمیم‌گیران علاوه بر متوسط بازده به عدم قطعیت بازده و ریسک متعاقب آن نیز حساس‌اند. مطالعه عدم قطعیت توسط مدل‌های GARCH با استفاده از روش‌های بیزی موضوع جدیدی است و در نتیجه‌ی مزیت‌های شیوه‌های بیزی نسبت به شیوه کلاسیک قابل توجه و با اهمیت است. به‌طور خاص، چارچوب بیزی ما را قادر به استفاده از نمونه‌های کوچک، بیان گزاره‌های احتمالی درباره پارامترهای مدل و گزینش احتمالی مدل‌ها با دقت بیشتر می‌نماید. علاوه بر این رویکرد بیزی نیازی به انجام آزمون‌های ریشه واحد ندارد و برای بررسی تلاطم این موضوع یک نقطه قوت در مقایسه با رویکرد کلاسیک می‌باشد. زیرا خواص مجانبی آزمون‌های ریشه واحد در حضور اثرات ARCH یا عدم حضور این اثرات شناخته شده نیست (نلسون، ۱۹۹۱). بنابراین، نتایج این آزمون‌ها حتی در صورت رد شدن فرضیه وجود ریشه واحد در سطوح اطمینان بالا نیز چندان

[1]. Latent Variable
[2]. Danielsson (2011)

معتبر نیست. نتایج این پژوهش با استفاده از الگوریتم MCMC با ۳۰ هزار تکرار بدست آمده است.

در این پژوهش با استفاده از داده‌های روزانه شاخص ۵۰ شرکت فعال بورس تهران، تلاطم بازده سهام با استفاده از مدل‌های GARCH بیزی (مدل GARCH بیزی خطی، مدل‌های GJR-GARCH بیزی و EGARCH بیزی غیر خطی) برآورد گردید. نتایج تجربی با استفاده از روش گزینش مدل بیزی نشان داد که مناسب‌ترین مدل برای معادله میانگین قیمت‌های سهام مدلی با حرکت‌های تصادفی حول یک مقدار ثابت است. این موضوع به معنای آن است که قیمت‌های سهام با تناوب روزانه از یک فرآیند گام تصادفی هندسی تبعیت می‌کنند. همچنین بررسی‌های تجربی در مورد معادله واریانس نشان داد که نیمه عمر تلاطم بر اساس مدل GARCH بیزی حدود ۲۷ روز است. با این وجود نتایج نشان داد که برای تمام مدل‌ها احتمال میرایی تلاطم بیشتر از احتمال نامیرایی تلاطم است. در مدل‌های غیر خطی به دلیل وجود اثرات اهرمی احتمال میرایی بیشتر از مدل خطی بود و این موضوع نشانه‌ایی از پیش‌بینی پذیر بودن این مدل‌ها نسبت به مدل خطی می‌باشد. علاوه بر این، نتایج دلالت بر این دارد که تلاطم قیمت‌های روزانه سهام حاوی اثرات اهرمی است. هر دو مدل GJR-GARCH بیزی و EGARCH بیزی وجود این اثرات را تایید کردند. نتایج انتخاب مدل تلاطم بر اساس معیار انحراف اطلاعاتی بیزی نشان داد که بهترین مدل برای پیش‌بینی تلاطم مدل GJR-GARCH بیزی است.

منابع و مآخذ

۱. صادقی، سید کمال. عبدالملکی، حامد. و وفائی، الهام (۱۳۹۴). "بررسی اثرات نامتقارن نااطمینانی بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران: مشاهداتی بر پایه مدل VARMA, MVGARCH-M". سیاست‌گذاری اقتصادی **۷**(۱۴): ۱۸۱-۱۵۹.

۲. مکیان، سید نظام الدین. رستمی، مجتبی. و رمضانی، هانیه (۱۳۹۷). "تحلیل رابطه بین سرقت و نابرابری درآمدی رویکرد بیزین (مطالعه موردی ایران)". پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی) **۱۸**(۳): ۱۶۶-۱۴۵.

۳. مکیان، سید نظام الدین. و رستمی، مجتبی (۱۳۹۷). *اقتصادسنجی پیشرفته*، تهران، نشر نور علم (چاپ اول).

۴. مهرآرا، محسن. مجدزاده، مطهره السادات. و غضنفری، آرزو (۱۳۹۴). "بررسی عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران مبتنی بر رویکرد میانگین‌گیری بیزینی (MBA)". سیاست‌گذاری اقتصادی **۷**(۱۴): ۲۹-۱.

5. Ardia, D. & Hoogerheide, L. F. (2010). "Bayesian Estimation of the GARCH (1, 1) Model with Student-t Innovations". in R. the R Journal **2**(2): 41-47.
6. Ari, Y. & Papadopoulos, S. A. (2016). "Bayesian Estimation of the Parameters of the ARCH Model with Normal Innovations Using Lindley's Approximation". Journal of Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research **50**(4): 217-234.
7. Asai, M. (2006). "Comparison of MCMC Methods for Estimating GARCH Models". Journal of the Japan Statistical Society **36**: 199-212.
8. Ausin, M.C. & Galeano, P. (2007). "Bayesian Estimation of the Gaussian Mixture GARCH Model". Computational Statistics and Data Analysis **51**(5): 2636-2652. DOI: 10. 1016/j.csda.2006.01.006.
9. Baillie, R.T. Bollerslev, T. and Mikkelsen, H.O. (1996). "Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". Journal of Econometrics **74**: 3-30.
10. Bernardo, J. M. & Smith, A. F. M. (2000). *Bayesian Theory*, Chichester, John Wiley.
11. Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". Journal of Econometrics **31**(3): 307-327.
12. Bollerslev, T. Engle, R. F. and Nelson, D. B. (1994). *ARCH Models*, in R.F. Engle and D. McFadden (eds), Handbook of Econometrics Vol IV, Amsterdam, North-Holland, PP. 2959–3038.

13. Chou, R.Y. (1988). "Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH". Journal of Applied Econometrics **3**: 279-294.
14. Danielsson, J. (2011). *Financial Risk Forecasting: the Theory and Practice of Forecasting Market Risk with Implementation in R and Matlab* (Vol. 588), John Wiley & Sons.
15. Engle, R. F. (2004). "Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice". The American Economic Review **94**(3): 405-420. doi: 10.1257/0002828041464597.
16. Engle, R. F. & Patton, A. J. (2006). *What Good is a Volatility Model? In Forecasting Volatility in the Financial Markets* (pp. 47-63), Butterworth-Heinemann.
17. Engle, R. F. and Ng, V. (1993). "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility". Journal of Finance **48**: 1749-1778.
18. Engle, R. F. Ng, V. K. and Rothschild, M. (1990). "Asset Pricing with a Factor-ARCH Covariance Structure". Journal of Econometrics **45**: 235-237.
19. Fama, E.F. (1965). "The Behavior of Stock-Market Prices". Journal of Business **38**: 34-105.
20. Geweke, J. and Terui, N. (1993). "Bayesian Threshold Auto-Regressive Models for Nonlinear Time Series". Journal of Time Series Analysis **14**: 441-454.
21. Glosten, L. R. Jaganathan, R. and Runkle, D. E. (1993). "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks". Journal of Finance **48**(5): 1779-1801.
22. Hoeting, J. A. Madigan, D. Raftery, A. E. & Volinsky, C. T. (1999). "Bayesian Model Averaging: A Tutorial". Statistical Science **14**(4): 382-417.
23. Jeffreys, H. (1939). *Theory of Probability*, Oxford, Oxford University Press.
24. Kim, S. Shephard, N. & Chib, S. (1998). "Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models". Review of Economic Studies **65**: 361-393.
25. Lee, S. W. & Hansen, B. E. (1994). "Asymptotic Theory for the GARCH (1,1) Quasi-Maximum Likelihood Estimator". Econometric Theory **10**: 29-52.
26. Lee, T. H. White, H. and Granger, C. W. J. (1993). "Testing for Neglected Nonlinearity in Time Series Models - A Comparison of Neural Network Methods and Alternative Tests". Journal of Econometrics **56**: 269-290.
27. Mandelbrot, B. (1963). "The Variation of Certain Speculative Prices". Journal of Business **36**: 394-419.

28. Nelson, D.B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". Econometrica **59**(2): 347-370.
29. Nelson, D.B. and Foster, D.P. (1994). "Asymptotic Filtering Theory for Univariate ARCH Models". Econometrica **62**: 1-41.
30. Osiewalski, J. (2001). *Ekonometria Bayesowska w Zastosowaniach*, [*Bayesian econometrics in applications*], Cracow, Cracow University of Economics.
31. Pesaran, M. H. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*, Oxford University Press.
32. Sadorsky, P. (1999). "Oil Price Shocks and Stock Market Activity". Energy Economics **21**(5): 449-469.
33. Schwert, G.W. (1989). "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?". Journal of Finance **44**: 1115-1153.
34. Sims, C.A. (1988). "Bayesian Skepticism on Unit Root Econometrics". Journal of Economic Dynamics and Control **12**: 463-474.
35. Stock, J.H. and Richardson, M.P. (1989). "Drawing Inferences from Statistics Based on Multi-Year Asset Returns". Journal of Financial Economics **25**: 323-348.
36. Withers, S. D. (2002). "Quantitative Methods: Bayesian Inference, Bayesian Thinking". Progress in Human Geography **26**(4): 553-566.
37. Zakoian, J.-M. (1994). "Threshold Heteroskedastic Models". Journal of Economic Dynamics Control **18**: 931-955.
38. Zellner, A. (1971). *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*, New York, John Wiley.
39. Zhong, M. Darrat, A. F. & Anderson, D. C. (2003). "Do US Stock Prices Deviate from their Fundamental Values? Some New Evidence". Journal of Banking & Finance **27**(4): 673-697.

Original Research Article

Stock return volatility using Bayesian symmetric and asymmetric GARCH

Mojtaba Rostami[1]
Seyed Nezamuddin Makiyan[2]
Rasol Roozegar[3]

Received: 15-03-2020 Accepted: 27-07-2020

Introduction: In economics, measurement is the assignment of numbers to one or more properties of objects, events, and situations based on a rule in order to generate reliable information about those objects, events, or situations. Measurement and understanding of economic reality are two sides of the same coin. Indeed, measurement alone assigns a meaningless random number, and understanding without measurement remains merely a philosophical act. Uncertainty indicates limited knowledge and the impossibility of the accurate description of current or future conditions. The valid measurement of uncertainty and forecasting its future values are very important for credit institutions. This is because, in addition to average returns, decision makers are also sensitive to return uncertainties and the consequent risk. To measure and express uncertainty, we can use the probability distribution of the results or the possible occurrences of the desired situation. But this description is usually difficult or impossible due to the complexity of estimating the probability distribution. For this reason, simpler criteria and approximations are used instead of distributing the probability of the situation. Thus, the relatively simple concept of volatility is used to measure uncertainty that plays a central role in the financial theory, risk management and pricing. Any model proposed to measure volatility must meet the implicit adequacy criteria and be useful for policy-making in this market.

Methodology: An important issue in providing a proper statistical analysis of uncertainty is the estimation of the parameters of volatility models (time series type). Research for the presentation of econometric models that can predict volatility has paid off with the introduction of the ARCH model by

[1] - Ph.D.in Economics, Yazd University
[2] - Associate Professor in Economics, Yazd University
Email: nmakiyan@yazd.ac.ir
[3] - Associate Professor in Statistics, Yazd University

Engel (1982), which uses the classical maximum likelihood technique. Despite this initial success, the estimation of these models, which is widely performed by the maximum likelihood method, has major weaknesses. In this regard, it is possible to know the asymptotic properties of unit root tests in the presence of ARCH effects, abnormal asymptotic distribution of estimators due to the wide tail feature of financial data distribution and how to choose volatility model based on information criteria regardless of the degree of uncertainty of models; only the interrupts that are set are noted. The consequence of these cases is the creation of unfavorable results in the field of prediction and the invalidity of testing hypotheses. Due to the importance of modeling and predicting volatility in financial markets, the present study uses the Bayesian inference method. This method, in addition to solving these problems, enables researchers to assess the probability of the model being accurate. In order to make the modeling more consistent with the reality of financial data, in this study, the t-distribution is used as the marginal distribution of returns in Bayesian GARCH models (linear Bayesian GARCH model, Bayesian GJR-GARCH models and nonlinear Bayesian EGARCH).

Results and Discussion: The results of this study obtained by the use of the Bayesian factor show that the most suitable model for the equation of average stock prices is a model with random movements around a fixed value. This means that stock prices follow a random geometric step process on a daily basis. According to Bayesian GARCH model in Tehran Stock Exchange, with a probability of 68%, the volatility half-life is about 27 days, and with a probability of more than 50%, there is a leverage effect in this market. However, the results showed that, for all models, the probability of volatility damping is higher than the probability of the immortality of volatility. In nonlinear models, due to the effects of leverage, the probability of damping was higher than the linear model, and this is an indication for the predictability of these models compared to the linear model. In addition, the results indicate that the daily volatility of stock prices has leverage effects. Both Bayesian GJR-GARCH and Bayesian EGARCH confirmed these effects. Also, using the Bayesian information deviation criterion, GJR-GARCH model is selected as the best model to predict the stock market volatility.

Conclusion: In order for the volatility model to be sufficient, it should combine basic items such as theoretical concepts, policy perspectives, mathematical concepts and techniques, empirical facts and data. In addition, rules must meet certain requirements to perform reliable stock market volatility measurements. These requirements depend on the nature of the stock market and the circumstances in which the measurements are made. The fact that measuring the stock price index uncertainty requires a model means that uncertainty cannot be measured by simply calculating the

probability distribution of stock price index (or return) data. However, predicting the stock return uncertainty is further complicated by the general fact that uncertainty cannot be measured directly and must be inferred from market price behavior. This means that uncertainty cannot be measured in the same way that temperature is measured with a thermometer: because it is a hidden variable. The only thing is that, if prices fluctuate sharply during the day, there is probably a high uncertainty. As a result, measuring uncertainty requires statistical modeling, which requires some assumptions.

In this paper, Bayesian method was used to have valid estimates for volatility. This method is philosophically distinct from other methods of statistical inference. In this method, all unknowns, even parameters, are assumed to be random variables whose probabilistic distributions are determined by the researcher's beliefs about their possible values.

Because Bayesian inference approaches start from previous beliefs about parameters, it seems very subjective, and this is a challenging issue.

However, most Bayesian and non-Bayesian inference results are very similar, especially when using obscure backgrounds, but this similarity does not mean the same thing because the main difference between Bayesian and non-Bayesian approaches is in interpreting the results.

Bayesian method is very important in the analysis of financial markets because, in this field, the volume of the background information of researchers is relatively high and failure to use such a volume of information seems illogical.

Keywords: Symmetric and asymmetric volatility models, Stock return volatility, Bayesian inference.

JEL Classification: C58, G1, C11.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

اولویت‌بندی موانع و چالش‌های عدم دستیابی به اهداف برنامه‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران در بخش کشاورزی و منابع طبیعی

غلامرضا یاوری[۱]
وحید عزیزی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۵/۱۱

چکیده

این مطالعه با هدف تعیین و اولویت‌بندی موانع و چالش‌های عدم دستیابی به اهداف برنامه‌های اول تا پنجم توسعه اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران در بخش کشاورزی و منابع طبیعی انجام شده است. جامعه آماری این مطالعه شامل متخصصانی است که اطلاعات کافی و درک عمیقی از موضوع مورد مطالعه دارند که از طریق نمونه‌گیری غیر احتمالی و روش گلوله برفی، تعداد ۵۰ نفر شناسایی و مورد مطالعه قرار گرفتند. برای جمع‌آوری داده‌ها از پرسشنامه استفاده شد. تعیین روایی و پایایی از طریق پانل متخصصان اهل فن مورد تأیید قرار گرفت. جهت انجام تحقیق از روش تصمیم‌گیری فرایند تحلیل سلسله مراتبی (AHP) استفاده گردید. بر اساس نتایج ۵۸ گویه در ذیل ۶ عامل شناسایی شدند. طبق نتایج مهم‌ترین موانع و چالش‌های عدم دستیابی به اهداف برنامه‌های توسعه به ترتیب شامل موانع ساختاری – مدیریتی، موانع اقتصادی، موانع سیاستی، موانع علمی، موانع اجرایی و موانع فرهنگی – اجتماعی می‌باشند.

واژگان کلیدی: برنامه توسعه، موانع و چالش‌ها، کشاورزی، منابع طبیعی، اولویت‌بندی، روش AHP.

Keywords: Development Plan, Barriers & Challenges, Agriculture, Natural Resources, Prioritization, AHP Method.

JEL Classification: Q01, Q18, Q48, O13, O21.

[۱]. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی و توسعه، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران gr.yavari@gmail.com
[۲]. کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی (نویسنده مسئول) vahidazizi8@gmail.com

۱- مقدمه

بخش کشاورزی با تأمین غذا، پوشاک، سرپناه، عرضه مواد خام مورد نیاز فعالیت‌های تولیدی و صنعتی، خدمات پزشکی و تفریحی به نیازهای اساسی انسان و جریان توسعه اقتصادی و اجتماعی جهان کمک کرده است. از این رو، کشاورزی به یکی از مهم‌ترین سرمایه‌گذاری‌ها تبدیل شده است (چاندرسخاران و همکاران[1]، ۲۰۱۸).

بخش کشاورزی به لحاظ نقشی که در توسعه دارد یکی از استراتژیک‌ترین بخش‌های اقتصاد ایران به شمار می‌رود (قلیچ، ۱۳۹۸)؛ به طوری که حدود ۹ درصد تولید ناخالص داخلی، ۲۱ درصد صادرات غیر نفتی، ۱۸ درصد اشتغال و تأمین حدود ۹۳ درصد نیازهای غذایی جامعه و تولید مواد اولیه بسیاری از صنایع دیگر را بر عهده دارد (برخوردار و محمدی‌نژاد، ۱۳۹۷). همچنین این بخش به لحاظ دارا بودن ظرفیت‌های شایان توجه در زمینه تولید بسیاری از محصولات کشاورزی مزیت نسبی داشته و می‌تواند خلق مزیت کند (کرمی و همکاران، ۱۳۹۵).

از این رو در راستای حفظ و ایجاد تغییر مثبت در وضعیت این بخش، ضرورت توجه به توسعه بخش کشاورزی احساس می‌گردد. بنابراین برای پرداختن به این ضرورت بایستی در زمینه بهبود شاخص‌های توسعه کشاورزی تلاش شود (بازیار و احمدوند، ۱۳۹۶). این تلاش‌ها می‌تواند در قالب تدوین برنامه و برنامه‌ریزی اصولی، کارآمد و اجرای دقیق آن صورت پذیرد.

در ساختار نظام برنامه‌ریزی و اجرایی حاکم بر ایران، برنامه‌های پنج ساله توسعه در سطح کلان و ملی جریانات و روند ویژه سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌های عملیاتی را شکل می‌دهد و میزان توجه و گرایش به پیاده‌سازی رویکردها و رهیافت‌هایی هم‌چون توسعه کشاورزی در ارتباط مستقیم با برنامه‌های پنج ساله توسعه قرار می‌گیرد (افراخته و همکاران، ۱۳۹۲).

بعد از انقلاب اسلامی، بخش کشاورزی به لحاظ جایگاه آن در اقتصاد کشور از اهمیت قابل توجهی در برنامه‌های توسعه برخوردار بوده و در هر برنامه، به فراخور زمانی آن، سیاست‌ها و وظایف مهمی برای آن تعریف شده است (برخوردار و محمدی‌نژاد، ۱۳۹۷). در مجموع آن‌چه که در بخش کشاورزی به عنوان سیاست‌های اصلی پیگیری می‌شود عبارتند از: ۱– توسعه پایدار با حفاظت از منابع طبیعی، ۲ – گسترش زیرساخت‌ها برای جذب سرمایه‌گذاری، ۳- نوین‌سازی نظام تولیدات کشاورزی، ۴ – ساماندهی و اصلاح نظام بهره‌برداری، ۵ – ارتقاء ضریب بهره‌وری آب،

[1]. Chandrasekaran (2018)

۶ – تأمین امنیت و ارتقاء سطح زندگی، ۷ – تخصیص یارانه هدفمند (کرباسی، ۱۳۹۱).
واکاوی اسناد سیاستی برنامه‌های توسعه کشور، حاکی از آن است که بخش کشاورزی از گذشته تا به حال با چالش‌های مختلفی نظیر عدم افزایش سطح زیر کشت و خرد شدن اراضی، افزایش تخریب و آلودگی منابع پایه، بهره‌وری اندک منابع تولید (آب، زمین و نهاده‌ها)، بالا بودن ریسک تولید، کاهش سرمایه‌گذاری و اشتغال، کمبود دانش و آگاهی تولیدکنندگان، نبود کفایت نظام بیمه و ناکارایی بازار و بازاریابی روبرو بوده است (مرید سادات و همکاران، ۱۳۹۷).
بنابراین با وجود اهمیت بخش کشاورزی اما، چالش‌های متعدد بخش گویایی عدم دستیابی به اهداف ذکر شده در برنامه‌های توسعه می‌باشد. بنابراین لازم است با مطالعه و آسیب‌شناسی برنامه‌های توسعه؛ دلایل عدم دسترسی به اهداف مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین این مطالعه با هدف اولویت‌بندی دلایل عدم دستیابی به اهداف برنامه‌های توسعه جمهوری اسلامی ایران در بخش کشاورزی و منابع طبیعی انجام شده است. در ادامه در بخش دوم، عملکرد بخش کشاورزی در برنامه‌های توسعه، در بخش سوم مطالعات تجربی، در بخش چهارم شرح روش تحقیق و در بخش پنجم نیز نتایج تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد و در انتها نیز پیشنهادات کلی ارائه شده است.

۲- برنامه و برنامه‌ریزی در ایران

برنامه‌ریزی در ایران از سال ۱۳۱۶ با پیشنهاد اداره کل تجارت در قالب شورای اقتصاد با هدف تهیه یک نقشه عمومی اقتصادی شروع شد. پس از مطالعات و فعالیت‌های متعدد علمی اولین برنامه توسعه با عنوان «برنامه عمران و آبادانی» در سال ۱۳۲۷ تصویب و به اجرا درآمد. در ادامه تلاش‌های برنامه‌ریزی در قبل از انقلاب اسلامی منجر به اجرای دو برنامه هفت ساله و سه برنامه پنج ساله تا سال ۱۳۵۵ شد (ایمان، ۱۳۷۷). بعد از پیروزی انقلاب اسلامی به دلیل وقوع جنگ تحمیلی حدود یک دهه کشور از برنامه توسعه‌ای محروم بود و از انتهای دهه شصت اولین برنامه به اجرا درآمد. از تاریخ ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۴ تاکنون پنج برنامه توسعه به اجرا درآمده؛ که امکان ارزیابی نتایج حاصله و نقد سیاست‌های فوق فراهم است (جغتایی و همکاران، ۱۳۹۵). بررسی این برنامه‌ها نشان می‌دهد که بخش کشاورزی، در اولویت سیاست‌گذاری‌های دولت‌ها قرار داشته است. به‌گونه‌ای که در برنامه اول رسیدن به خودکفایی در تولیدات‌کشاورزی از اهداف اساسی تلقی شد. برنامه دوم با محوریت بخش کشاورزی طراحی و اجرایی شد، اما در برنامه‌های سوم، چهارم

و پنجم، بحثی از محوریت بخش کشاورزی به میان نیامده بود. در ادامه به بررسی وضعیت بخش کشاورزی در برنامه‌های توسعه بعد از انقلاب اسلامی ایران پرداخته می‌شود.

۲-۱- بخش کشاورزی در برنامه اول توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی

قانون برنامه پنج ساله اول توسعه در مدت ۵ سال (۱۳۶۸ - ۱۳۷۲) از سال ۱۳۶۸ به اجرا درآمد. الگوی این برنامه، برنامه‌ریزی جامع اقتصادی و راهبرد برنامه، جایگزینی واردات با حمایت از صنایع داخلی و کاهش وابستگی به درآمد نفت تعیین شد (سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۶۸).

در این برنامه با اتخاذ سیاست قیمت‌های تضمینی، تخصیص یارانه به نهاده‌های کشاورزی، فعالیت‌های آموزشی، ترویجی و تحقیقاتی، عملیات زیربنایی آب، خاک و بیمه محصولات کشاورزی، موفقیت‌های قابل توجهی در روند تولیدات کشاورزی حاصل گردید (اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران، ۱۳۹۳). در ادامه با توجه به نتایج جدول (۱) وضعیت عملکرد شاخص‌های کلان بخش کشاورزی در برنامه اول توسعه بررسی شده است.

در برنامه اول هدف رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی، دستیابی به متوسط رشد ۶/۱ درصد بود که پس از اجرای آن، ۶/۴۵ درصد رشد داشت. در این برنامه پیش‌بینی شده بود که ۲۸۶۸ میلیارد ریال سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی انجام شود که در عمل با متوسط رشد سالانه ۴/۴۴ درصد به میزان ۱۹۱۴۱ میلیارد ریال تحقق پذیرفت. همچنین سهم سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی در کل سرمایه‌گذاری اقتصاد معادل ۹/۸ درصد پیش‌بینی شده بود که در عمل به ۲/۳۹ درصد رسید. در رابطه با وضعیت اشتغال بخش کشاورزی در برنامه اول پیش‌بینی شده بود که ۱۵۸ هزار شغل ایجاد گردد و در عمل بر اساس نتایج در این مدت حدود ۲۳۳ هزار شغل جدید با متوسط رشد سالانه ۱/۵ درصد ایجاد و به طور کامل هدف برنامه محقق شد. در این برنامه، ارزش صادرات کالاهای سنتی و کشاورزی به طور متوسط ۲۹/۵۷ درصد افزایش یافت و از ۸۹۴/۴ میلیون دلار در سال ۱۳۶۸ به ۲۵۱۶/۱ میلیون دلار در سال ۱۳۷۲ رسید. همچنین میانگین سهم بخش کشاورزی از صادرات غیر نفتی در برنامه ۷۴/۵۱ درصد بوده است (جدول ۱).

جدول ۱: عملکرد شاخص‌های مهم اقتصادی بخش کشاورزی در برنامه اول توسعه (۱۳۷۲ - ۱۳۶۸)

عنوان شاخص (واحد)	سال‌های برنامه اول توسعه				متوسط دوره
	۱۳۶۸	۱۳۶۹	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	
ارزش افزوده بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۶۳۱۱۲	۷۰۰۷۲	۷۴۰۰۹	۸۱۶۲۲	۸۲۴۰۹	۷۴۲۴۴
موجودی سرمایه خالص بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۸۴۰۶۹	۸۰۹۰۶	۸۸۵۹۴	۹۴۰۵۵	۹۹۸۰۹	۸۹۴۸۶
میزان شاغلین بخش کشاورزی (میلیون نفر)	۳/۲۲	۳/۴۰	۳/۲۱	۳/۳۷	۳/۴۳	۳/۳۳
صادرات کالاهای کشاورزی و سنتی (میلیون دلار)	۸۹۴	۱۰۳۸	۱۹۳۷	۱۹۹۶	۲۵۱۶	۱۶۷۶

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، جداول حساب‌های ملی سالانه؛ سازمان برنامه و بودجه کشور (۱۳۹۷)

۲-۲- بخش کشاورزی در برنامه دوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی

برنامه دوم توسعه برای اجرا در مدت پنج سال (۱۳۷۴ – ۱۳۷۸) تهیه و از سال ۱۳۷۴ آغاز شد (سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۷۷). مهم‌ترین سیاست‌هایی که در رابطه با بخش کشاورزی در این برنامه مورد توجه قرار گرفت عبارت بودند از: توجه به صنایع تبدیلی، اولویت در تأمین اعتبارات عمرانی فصول آب، کشاورزی و منابع طبیعی، تمرکز تدریجی فعالیت‌های دولت در تحقیقات، ترویج و آموزش کشاورزی، تأکید بر افزایش تولید در واحد سطح و بالا بردن راندمان آب، تأمین نهاده‌ها و ماشین‌آلات کشاورزی، تعیین قیمت‌های تضمینی و تعرفه‌های گمرکی، کاهش نقش واسطه‌ها، استمرار یارانه و معافیت‌های مالیاتی، بیمه کشاورزی، احیاء، حفاظت، و بهره‌برداری از جنگل‌ها، مراتع و منابع دریایی (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۷۵).

در قانون برنامه دوم هدف رشد بخش کشاورزی دستیابی به رشد سالانه ۴/۳ درصد بود که پس از اجرای برنامه، ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ به طور متوسط ۲/۲۵ درصد رشد داشت. در این برنامه پیش‌بینی شده بود سهم سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی از کل سرمایه‌گذاری بخش‌های اقتصادی کشور ۶/۴ درصد شودکه بعد از اجرای برنامه بخش کشاورزی فقط ۲/۷۹ درصد را به خود اختصاص داد. همچنین موجودی سرمایه خالص بخش کشاورزی در این برنامه، سالانه به طور متوسط حدود ۵ درصد رشد داشت. در طول برنامه دوم ارزش صادرات کالاهای سنتی و کشاورزی به طور متوسط ۱۲/۳ درصد کاهش یافت و از ۱۹۰۱ میلیون دلار در سال ۱۳۷۴ به ۱۴۷۸ میلیون دلار در سال ۱۳۷۸ رسید. همچنین در برنامه دوم پیش‌بینی شده بود که به تعداد شاغلین بخش کشاورزی ۲۱۴ هزار نفر با نرخ رشد ۱/۲ درصد افزوده شود. اما در عمل حدود ۵۷۳ هزار نفر با نرخ رشد ۳/۱۵ درصد افزوده شد. در طی این برنامه متوسط سهم شاغلین بخش کشاورزی از شاغلین کل کشور ۲۵/۲۸ درصد بود.

جدول ۲: عملکرد شاخص‌های مهم اقتصادی بخش کشاورزی در برنامه دوم توسعه (۱۳۷۸ - ۱۳۷۴)

شاخص‌ها (واحد)	سال‌های برنامه دوم توسعه				متوسط دوره
	۱۳۷٤	۱۳۷۵	۱۳۷٦	۱۳۷۷	۱۳۷۸	
ارزش افزوده بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۸۷۲۶۸	۹۰۱۳۷	۹۱۰۲۴	۱۰۰۶۴۱	۹۳۲۹۲	۹۲۴۷۲
موجودی سرمایه خالص بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۱۰۷۲۵۸	۱۱۳۱۴۸	۱۱۸۴۱۸	۱۲۲۶۹۱	۱۳۲۶۶۹	۱۱۸۸۳۶
شاغلین بخش کشاورزی (میلیون نفر)	۳/۵۶	۳/۳۶	۳/۷۶	۳/۹۶	۴/۲۶	۳/۷۸
صادرات کالاهای کشاورزی و سنتی (میلیون دلار)	۱۹۰۱	۱۶۴۵	۱۲۵۰	۱۴۱۲	۱۴۷۸	۱۵۳۷/۵۶

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، جداول حساب‌های ملی سالانه؛ سازمان برنامه و بودجه کشور (۱۳۹۷)

۲-۳- بخش کشاورزی در برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی

برنامه سوم توسعه برای مدت پنج سال (۱۳۸۳ - ۱۳۷۹) اجراء شد (سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۷۹). اهداف کلان برنامه، تمرکز فعالیت‌های اقتصادی در جهت عدالت اجتماعی، ایجاد نظام جامع تأمین اجتماعی، مهار تورم، اصلاح نظام مالیاتی و پولی، توسعه عمران روستایی، اشتغال‌زایی، امنیت سرمایه‌گذاری، ایجاد امنیت غذایی و آموزش نیروی انسانی بود (شقاقی شهری، ۱۳۹۷).

در طول برنامه سوم تصویب شد که حداقل ۲۵ درصد از تسهیلات اعطایی کلیه بانک‌ها به بخش آب و کشاورزی اختصاص داده شود. در امر توسعه پایدار نیز طرح‌هایی از قبیل تعادل دام و مرتع، خروج دام از جنگل و لزوم حفاظت از منابع پایه اتخاذ شد (سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۷۹). در ادامه عملکرد شاخص‌های کلان بخش کشاورزی در برنامه سوم مورد بررسی قرار گرفته است.

در برنامه سوم متوسط رشد سالانه ارزش افزوده بخش کشاورزی ۴ درصد بود که در مقایسه با نرخ رشد هدف‌گذاری شده ۵/۱ درصد، تحقق ۷۸ درصدی هدف برنامه را نشان می‌دهد. سهم این بخش از تولید ناخالص داخلی نیز به طور متوسط به ۷/۵ درصد رسید. در طول برنامه سوم، ارزش صادرات کالاهای سنتی و کشاورزی به طور متوسط ۵/۴ درصد افزایش یافت. همچنین میانگین سهم بخش کشاورزی از صادرات غیر نفتی به ۳۵/۲۹ درصد رسید. موجودی سرمایه خالص بخش کشاورزی نیز به طور متوسط سالانه حدود ۷/۱۶ درصد رشد داشت و میانگین سهم این بخش فقط ۳/۱۹ درصد از کل موجودی سرمایه خالص اقتصاد کشور بود. در برنامه سوم رشد اشتغال بخش کشاورزی ۰/۷۵ درصد بود، به طوری که در طول برنامه میزان اشتغال این بخش از ۴/۱۴ میلیون نفر در سال ۱۳۷۹ به ۴/۳۸ میلیون نفر در سال ۱۳۸۳ رسید. در این برنامه متوسط سهم شاغلین بخش کشاورزی از کل شاغلین به ۲۴/۳۵ درصد رسید (جدول ۳).

جدول ۳: عملکرد شاخص‌های مهم اقتصادی بخش کشاورزی در برنامه سوم توسعه

شاخص‌ها (واحد)	سال‌های برنامه سوم توسعه				متوسط برنامه
	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	
ارزش افزوده بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۹۶۵۳۲	۹۴۳۴۸	۱۰۷۱۴۱	۱۱۲۴۴۵	۱۱۲۸۰۰	۱۰۴۶۵۳
موجودی سرمایه خالص بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۱۴۰۷۲۲	۱۵۰۷۱۶	۱۶۱۹۱۴	۱۷۳۳۰۱	۱۸۷۴۴۴	۱۶۲۸۱۹
شاغلین بخش کشاورزی (میلیون نفر)	۴/۱۴	۴/۲۵	۴/۲۲	۳/۹۶	۴/۳۸	۴/۱۹
صادرات کالاهای کشاورزی و سنتی (میلیون دلار)	۱۴۶۵	۱۶۰۲	۱۷۲۳	۲۰۷۵	۱۸۷۹	۱۷۴۹

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، جداول حساب‌های ملی سالانه؛ سازمان برنامه و بودجه کشور (۱۳۹۷)

۲-۴- بخش کشاورزی در برنامه چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی

برنامه چهارم با هدف تسریع رشد اقتصادی، افزایش توان رقابت‌پذیری اقتصاد، تعامل با اقتصاد جهانی، توسعه پایدار و حفظ محیط زیست، توسعه سلامت و بهبود کیفیت زندگی، تأمین امنیت و برقراری عدالت اجتماعی طی دوره (۱۳۸۸ - ۱۳۸۴) اجراء شد (شقاقی شهری، ۱۳۹۷).

در برنامه چهارم توسعه تأمین امنیت غذایی، خودکفایی در تولید محصولات اساسی، توسعه صادرات و حفاظت از منابع طبیعی از اهداف مهم بخش کشاورزی تعیین شد (اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران، ۱۳۹۳).

در این برنامه پیش‌بینی شده بود که رشد سالانه ارزش افزوده بخش کشاورزی به ۶/۵ درصد برسد در حالی که در عمل، این مقدار ۱/۲۸ درصد برآورد شد. سهم این بخش از تولید ناخالص داخلی نیز از ۷/۵۲ درصد در سال ۱۳۸۴ به ۵/۹۲ درصد در سال ۱۳۸۸ کاهش یافت. رشد اشتغال بخش کشاورزی در برنامه چهارم تنها ۰/۳۶ درصد بود، به طوری که میزان اشتغال این بخش از ۵/۱ میلیون نفر در سال ۱۳۸۴ به ۴/۳۸ میلیون نفر در سال ۱۳۸۸ رسید. همچنین متوسط سهم شاغلین این بخش از شاغلین کل کشور ۲۲/۵۵ درصد بود. در برنامه چهارم موجودی سرمایه خالص بخش کشاورزی به طور متوسط سالانه حدود ۷/۴۹ درصد رشد داشت و از ۲۰۴۳۴۷ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۴ به ۲۶۸۹۳۲ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۸ رسید. میانگین سهم بخش کشاورزی طی این برنامه نیز ۳/۶۶ درصد از کل موجودی سرمایه خالص اقتصاد کشور بود. صادرات کالاهای کشاورزی و سنتی نیز در برنامه چهارم به طور متوسط ۱۷/۸۸ درصد افزایش یافت و ارزش آن از ۲۵۴۴/۱۹ میلیون دلار در سال ۱۳۸۴ به ۴۱۳۳/۴۹ میلیون دلار در سال ۱۳۸۸ رسید. همچنین علیرغم روند افزایشی ارزش صادرات، سهم صادرات بخش در طول برنامه کاهشی بود و از ۲۴/۲۹ درصد در سال ابتدایی برنامه به ۱۸/۸۸ درصد در سال پایانی برنامه تنزل یافت.

جدول ۴: عملکرد شاخص‌های مهم اقتصادی بخش کشاورزی در برنامه چهارم توسعه

شاخص‌ها (واحد)	سال‌های برنامه چهارم توسعه					متوسط برنامه
	۱۳۸٤	۱۳۸۵	۱۳۸٦	۱۳۸۷	۱۳۸۸	
ارزش افزوده بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۱۲۵۵۲۰	۱۳۲۵۹۷	۱۳۶۴۲۹	۱۰۵۰۱۸	۱۱۵۱۰۰	۱۲۲۹۳۳
موجودی سرمایه خالص بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۲۰۴۳۴۷	۲۱۸۷۳۶	۲۳۳۷۴۱	۲۵۲۰۵۲	۲۶۸۹۳۲	۲۳۵۵۶۱
شاغلین بخش کشاورزی (میلیون نفر)	۵/۱۰	۴/۸۳	۴/۸۱	۴/۳۴	۴/۳۸	۴/۶۹
صادرات کالاهای کشاورزی و سنتی (میلیون دلار)	۲۵۴۴	۳۰۱۱	۳۴۸۱	۳۳۰۴	۴۱۳۳	۳۲۹۵

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، جداول حساب‌های ملی سالانه؛ سازمان برنامه و بودجه کشور (۱۳۹۷)

۲-۵- بخش کشاورزی در برنامه پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی

برنامه پنجم توسعه با هدف تحقق حداقل رشد ۸ درصدی اقتصاد، توسعه سرمایه‌گذاری و جذب سرمایه‌های خارجی، ارتقای سهم بهره‌وری در رشد اقتصادی، قطع وابستگی بودجه به نفت، واگذاری شرکت‌های دولتی به بخش خصوصی، توسعه صادرات و کاهش نرخ بیکاری به ۷ درصد برای دوره (۱۳۹۴-۱۳۹۰) تدوین و اجرایی شد (شقاقی شهری، ۱۳۹۷).

در برنامه پنجم توجه به بخش کشاورزی کم رنگ‌تر شد اما به طور کلی مهم‌ترین محورهای توسعه این بخش عبارت بودند از: ارتقای بهره‌وری، ارتقای شاخص ضریب امنیت غذایی، افزایش تولیدات کشاورزی، حفظ و بهره‌برداری پایدار از منابع طبیعی، توسعه بازار و صادرات محصولات کشاورزی، ارتقاء سطح امنیت سرمایه‌گذاری، بهبود سطح درآمد و زندگی کشاورزان، روستاییان و عشایر (سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۸۹).

هدف رشد بخش کشاورزی در برنامه پنجم، دستیابی به متوسط رشد سالانه ۶ درصد بود که پس از اجرای برنامه ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ معادل ۴/۷۸ درصد رشد داشت. موجودی سرمایه خالص بخش کشاورزی، با متوسط رشد ۳/۵۲ درصد از ۸۳۸۹۹۱ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۰ به ۹۲۳۵۵۵ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۴ رسید. همچنین سهم این بخش از کل موجودی سرمایه خالص اقتصاد کشور فقط ۴/۲۵ درصد بود.

در این برنامه پیش‌بینی شده بود که ۳۵۰ هزار شغل در بخش کشاورزی ایجاد شود و تعداد شاغلین در سال ۱۳۹۴ به ۴/۳ میلیون نفر برسد. اما در عمل میزان اشتغال این بخش با رشد تنها ۰/۰۲ درصد از ۳/۸۱ میلیون نفر در سال ۱۳۹۰ به ۳/۹۱ میلیون نفر در سال ۱۳۹۴ رسید. در طول برنامه پنجم، صادرات کالاهای کشاورزی و سنتی به طور متوسط ۲/۰۲ درصد افزایش یافت و ارزش صادرات آن از ۵۱۸۰/۸۲ میلیون دلار در سال ۱۳۹۰ به ۳۵۶۰۹/۲۶ میلیون دلار در سال ۱۳۹۴ رسید. میانگین

سهم این بخش از صادرات غیر نفتی نیز ۱۵/۶۴ درصد بود.

جدول ۵: عملکرد شاخص‌های مهم اقتصادی بخش کشاورزی در برنامه پنجم توسعه

شاخص‌ها (واحد)	سال‌های برنامه پنجم توسعه					متوسط دوره
	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹٤	
ارزش افزوده بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۳۴۸۴۲۵	۳۶۴۶۵۸	۳۸۴۶۳۲	۴۰۵۴۳۲	۴۲۴۱۷۳	۳۸۵۴۶۴
موجودی سرمایه خالص بخش کشاورزی (میلیارد ریال)	۸۳۸۹۹۱	۸۶۵۲۶۶	۸۹۳۰۱۷	۹۲۰۹۸۷	۹۲۳۵۵۵	۸۸۸۳۶۳
شاغلین بخش کشاورزی (میلیون نفر)	۳/۸۱	۴/۰۰	۳/۹۱	۳/۸۱	۳/۹۶	۳/۹۰
صادرات کالاهای کشاورزی و سنتی (میلیون دلار)	۵۱۸۰	۵۵۶۰	۴۵۹۳	۶۱۱۸	۵۱۶۹	۵۳۲۴

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، جداول حساب‌های ملی سالانه؛ سازمان برنامه و بودجه کشور (۱۳۹۷)

۳- پیشینه تحقیق

اهمیت بررسی عملکرد برنامه‌های توسعه در بخش‌های مختلف اقتصادی باعث شده که تاکنون تحقیقات مختلفی پیرامون آن صورت پذیرد که با توجه به هدف و محدوده موضوعی تحقیق به برخی از آنان اشاره می‌گردد.

مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۷۸) در مطالعه‌ای ریشه‌های عدم توفیق در برنامه‌های اول و دوم توسعه را فقدان پایگاه نظری، بلند پروازانه بودن اهداف، ناسازگاری اهداف و ابزارهای سیاستی، مسائل حقوقی و قانون‌گذاری، طولانی بودن دوره برنامه، فقدان مکانیسم‌های نظارتی و مشخص نمودن مکانیسم‌های انگیزشی و حدود نیاز به ایجاد انگیزه دانست.

غلامی نتاج امیری (۱۳۸۵) تنگناهای نظری برنامه‌های توسعه در ایران را فقدان انسجام نظری، انحراف از راهبردها در عمل و ناسازگاری نظریات انتخابی با فرهنگ بومی می‌داند.

بر اساس نتایج مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۸۹) علل اثر بخشی ضعیف ناشی از اجرای راهبردهای توسعه بخش کشاورزی در چهار برنامه توسعه شامل موارد زیر می‌باشد: بهره نگرفتن از اصول دانش مدیریت در تنظیم راهبردهای توسعه، نبود چارچوب‌های بلندمدت برای حل مسائل استراتژیک بخش کشاورزی، نبود تناسب در تقویم تصویب قانونی با تقویم نظام اجرایی، چالش‌های سیاسی، شناخت ضعیف از چالش‌ها و قابلیت‌های نظام اجرایی.

مؤمنی و امینی میلانی (۱۳۹۰) به بررسی شاخص‌های توسعه پایدار در برنامه‌های توسعه ایران با رویکرد آمارتیاسن[1] پرداخته‌اند. طبق نتایج در برنامه‌های سوم و چهارم مفاهیم "ارتقاء امنیت انسانی، و توانمندسازی" مورد توجه قرار گرفت و برخی شاخص‌های پایداری مانند حفظ محیط

[1]. Amartia Sen

زیست و ایجاد فرصت‌های برابر در متن برنامه وارد شد اما در عمل مورد توجه قرار نگرفت.
سیف‌الدینی و همکاران (۱۳۸۹) در بررسی موانع توسعه منطقه‌ای در ایران نشان می‌دهند که تمرکزگرایی، بخشی‌نگری، فقدان فرهنگ برنامه‌ریزی در سطوح مدیریتی، فقدان بسترهای قانونی، وابستگی به درآمدهای نفتی، نقصان منابع داده و اطلاعات، ضعف برنامه‌ها و کمبود نیروی متخصص در نظام برنامه‌ریزی از جمله ویژگی‌های این نظام برنامه‌ریزی بوده است.
تقی ملایی و مهدوی (۱۳۹۵) به بررسی برنامه‌های توسعه ایران پرداخته‌اند. طبق نتایج علیرغم توجهی که در هر پنج برنامه توسعه به بخش کشاورزی شده است اما این بخش نتوانسته به اهداف خود دست یابد. طبق نتایج فقط برنامه سوم در بخش کشاورزی موفق بوده است.
حکیمی‌پور (۱۳۹۷) در بررسی کارایی فنی صنایع بزرگ در برنامه‌های توسعه با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی نشان داد که سطح کارایی فنی در صنایع بزرگ پایین بوده و میانگین استانی میزان کارایی صنایع در بهترین حالت مربوط به برنامه سوم توسعه بوده است.
میلیکان[1] (۱۹۶۷) به روش‌های برنامه‌ریزی در برنامه‌های ۵ ساله هند می‌پردازد. در برنامه اول و دوم از مدل هارود دومار[2] استفاده شده است. همچنین بر انباشت سرمایه تأکید و تجارت خارجی نادیده گرفته شده است.
در بررسی باگواتی و پادما (۱۹۷۰)[3] آسیب سیاست‌های بخش صنعت و تجارت در دوره استقلال هند طی دوره (۱۹۶۶-۱۹۴۷) عبارت بودند از: اهداف نامناسب نظیر سطح تولید، رویکرد فیزیکی به وضع و اجرای برنامه و ساختار غیر بهینه مقررات‌گذاری در باب صنعتی شدن.
چو (۲۰۱۱)[4] ساختار برنامه‌ریزی در چین را مورد مطالعه قرار می‌دهد. وی عنوان می‌دارد که اولین برنامهٔ پنج ساله چین در سال ۱۹۵۳ آغاز شد ولی ساختار برنامه‌ریزی پس از اصلاحات اقتصادی ۱۹۷۸ متحول گشت و با توجه به اصلاح مکانیزم بازار نیاز به برنامه‌ریزی متمرکز کاهش یافت، اما بحران‌های مالی جهانی و جهانی شدن، برنامه‌ریزی در چین را محوری ساخت.
در پژوهشی که توسط نسیکاک و کیسیت[5] (۲۰۱۵) در نیجریه انجام گرفت مشخص شد که چالش‌های موجود در بخش کشاورزی شامل تغییر آب و هوا، شیوه‌های قدیمی تولید، زیربنای ضعیف و حمایت ضعیف دولت از تحقیقات و توسعه تکنولوژی‌های بخش کشاورزی می‌باشد.

1. Millikan (1967)
2. Haraud Dummar
3. Bhagwati & Padma (1970)
4. Chow (2011)
5. Nsikak & Kesit (2015)

مرور ادبیات تحقیق نشان می‌دهد که برنامه‌ریزی توسعه در هر بخش به دنبال افزایش درآمد، ایجاد اشتغال، کاهش فقر و ... می‌باشد، اما تحقیقات گذشته نشان می‌دهد که برنامه‌های توسعه ایران تا حدودی در اجرای اهداف خود در بخش‌های اقتصادی موفق عمل نکرده‌اند. لذا می‌بایست موانع و چالش‌هایی را که باعث مشکلاتی در اجرای برنامه می‌شود بر طرف نمود. متأسفانه با وجود این‌که رفع موانع عملیاتی شدن برنامه‌های توسعه در بخش کشاورزی از اهمیت بسزایی برخوردار است، اما تحلیل کاملی از عملکرد اهداف برنامه‌های توسعه در بخش کشاورزی انجام نشده است. لذا تحقیق حاضر بر آن است تا با انجام یک مطالعه جامع به تحلیل دلایل عدم دست‌یابی به اهداف برنامه‌های توسعه ایران در بخش کشاورزی و منابع طبیعی بپردازد.

۴- روش تحقیق

مطالعه حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر ماهیت از نوع تحلیلی – توصیفی می‌باشد. با توجه به اهداف تحقیق از نظر جمع‌آوری اطلاعات و داده‌ها از نوع اسنادی و پیمایشی محسوب می‌گردد. مهم‌ترین هدف این روش، تجزیه و تحلیل و توصیف پدیده‌ای معین (موانع و چالش‌ها و اولویت‌بندی آن‌ها) است که از طریق روش فرآیند تحلیل سلسله مراتبی[1] (AHP) اجرا شده است. ابزار جمع‌آوری اطلاعات در این تحقیق پرسشنامه است. پرسشنامه اولیه با استفاده از بررسی منابع مرتبط با قوانین برنامه‌های توسعه و انجام مصاحبه‌های کیفی طراحی شد. در مرحله بعد جهت بررسی میزان اعتبار و اعتماد ابزار تحقیق از سنجش روایی و پایایی پرسشنامه استفاده شد. برای این منظور ابتدا جهت بررسی روایی، پرسشنامه اولیه در اختیار یک پنل ۵ نفره تخصصی با حضور اساتید و متخصصین بخش کشاورزی قرار داده شد و از آن‌ها خواسته شد تا نظرات خود را در خصوص سطح دشواری، میزان عدم تناسب گویه‌ها با موضوع و خصوصیات ظاهری آن بیان نمایند. پس از انجام موارد اصلاحی در مرحله بعد پایایی پرسشنامه مورد سنجش قرار گرفت.

برای بررسی پایایی ابزار تحقیق ارزیابی بر روی گروه هدف متمرکز خواهد شد. جهت سنجش ضریب پایایی گویه‌های پرسشنامه در قالب یک جدول با مقیاس لیکرت پنج درجه‌ای شامل: کاملا موافقم (۵ امتیاز)، موافقم (امتیاز ۴)، نظری ندارم (امتیاز ۳)، مخالفم (امتیاز ۲) و کاملاً مخالفم (۱ امتیاز)، تدوین شد و در اختیار ۱۵ نفر از گروه هدف قرار گرفت تا نظرات خود را در مورد میزان اهمیت هر کدام از گویه‌ها مشخص کنند. پس از تکمیل نظرات پاسخ‌دهنگان آماره آزمون آلفای

[1]. Analytical Hierarchy Process

کرونباخ معادل ۰/۸۵محاسبه شد. با توجه به این که این مقدار در بازه (۰/۸ -۰/۹) قرار دارد نتایج پایایی خوب ارزیابی می‌شود، که حاکی از قابل اعتماد بودن ابزار تحقیق است.

در ادامه بعد از اصلاح و آزمون سنجش روایی و پایایی ابزار تحقیق، پرسشنامه نهایی به روش مرسوم پرسشنامه‌های مورد استفاده در تحلیل سلسله مراتبی تدوین شد. پرسشنامه نهایی مشتمل بر سه بخش مطابق با هدف تحقیق طراحی گردید. در بخش اول به بررسی ویژگی‌های فردی نمونه مورد مطالعه پرداخته شد. در بخش دوم، سوالات مقایسه زوجی و تعیین درجه اهمیت معیارهای اصلی مشتمل بر ۶ عامل اصلی عدم دستیابی به اهداف برنامه‌های توسعه مطرح شد. در بخش سوم، مقایسه زوجی و تعیین درجه اهمیت زیرمعیارهای فرعی مشتمل بر ۵۸ مولفه فرعی عدم دستیابی به اهداف برنامه‌های توسعه در بخش کشاورزی پرداخته شد.

جامعه آماری این مطالعه شامل خبرگان و دست اندرکاران بخش کشاورزی در سازمان‌ها، دانشگاه‌ها و تولیدکنندگان است که در زمینه موضوع تحقیق دارای درک و دانش کافی می‌باشند. بنابراین جهت جمع‌آوری اطلاعات از روش غیر احتمالی[1] و روش نمونه‌گیری گلوله برفی[2] استفاده شد (سرمد و همکاران، ۱۳۹۷). در روش نمونه‌گیری گلوله برفی، پژوهش‌گر کار تعیین اعضا را با شناسایی فرد یا گروهی از افراد آگاه، آغاز و از این طریق به افراد مناسب دیگر دست می‌یابد. بنابراین در این تحقیق، با استفاده از این روش ۵۰ نفر که آماده همکاری بودند شناسایی و مورد مطالعه قرار گرفتند. در ادامه به منظور دستیابی به هدف اصلی پژوهش برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و انجام فرآیند تحلیل سلسله مراتبی از نرم افزار اکسپرت چویس[3] ۱۱ استفاده گردید.

فرآیند تحلیل سلسله مراتبی (AHP) یکی از معروف‌ترین فنون تصمیم‌گیری چند منظوره است که اولین بار توسط توماس. ال. ساعاتی[4] در دهه ۱۹۷۰ ابداع گردید (ساعاتی، ۱۹۸۰). این روش در هنگامی که عمل تصمیم‌گیری با چند گزینه رقیب و معیار تصمیم‌گیری روبرو است می‌تواند استفاده گردد. این تکنیک بر اساس مقایسه زوجی بنا نهاده شده و امکان بررسی سناریوهای مختلف را به پژوهشگران می‌دهد. از این روش جهت اتخاذ تصمیمات پیچیده‌ای که عناصر و عوامل تصمیم‌گیری در آن از جنس کیفی بوده و به سختی می‌توان آن را به جنس کمی تبدیل نمود استفاده می‌شود. هدف از فرآیند تحلیل سلسله مراتبی ایجاد سلسله مراتب پیچیدگی یک

1. Nonprobability Sampling
2. Snowball Sampling
3. Expert Choice (EC)
4. Thomas L.Saaty

مسئله طی مدارج طبقه‌بندی شده از بزرگ به کوچک یا از عمومی به مطالب خاص اقتصادی است تا این‌که بتوان به این ترتیب از موضوع به دقت بیشتری دست پیدا کرد (زاهدی، ۱۹۸۶)[1].

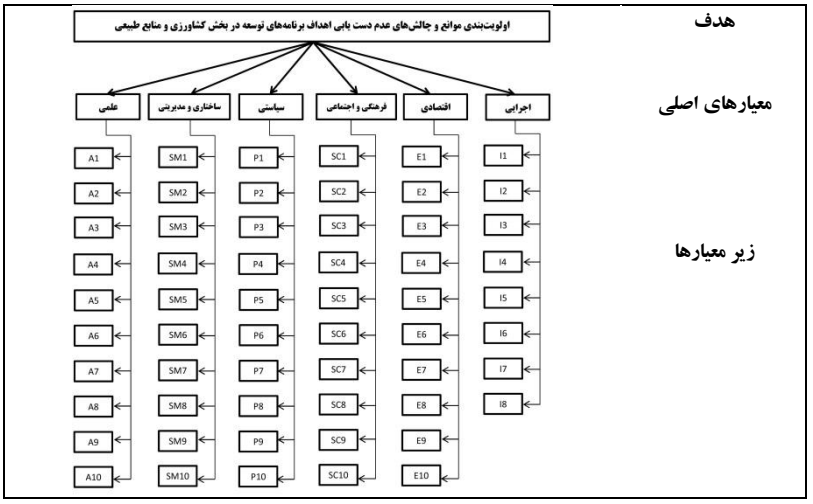
جهت انجام تحقیق از طریق فرآیند تحلیل سلسله مراتبی، ابتدا باید مسئله را تعریف و سپس آن را به صورت یک ساختار سلسله مراتبی ترسیم نمود. بعد از ایجاد سلسله مراتب، اهمیت نسبی عوامل مختلف را باید تعیین کرد. ارزیابی این عوامل می‌تواند به وسیله طراحان مسئله صورت گیرد. یعنی افراد نظر خود را در رابطه با یک معیار و تأثیر آن بر هر گزینه مطرح می‌کنند. سپس به این نظرات، امتیاز داده شده و هر کدام رتبه‌بندی می‌شوند. بعد از طی مراحلی نظرات تلفیق شده و مطلوبیت هر کدام از گزینه‌های موجود به صورت ریاضی تخمین زده می‌شود و گزینه‌ای که بیشترین مقدار عددی را دارد، به عنوان بهترین گزینه انتخاب می‌گردد (قدسی‌پور، ۱۳۸۵).

اولین قدم در روش AHP، ایجاد ساختاری سلسله مراتبی است که در آن اهداف، معیارها و گزینه‌ها نشان داده می‌شود. در این مطالعه مطابق شکل ۱ سطح اول درخت هدف تصمیم شامل اولویت‌بندی موانع و چالش‌های عدم دستیابی اهداف برنامه‌های توسعه در بخش کشاورزی و منابع طبیعی می‌باشد. در سطح دوم معیارهای اصلی با عنوان موانع اقتصادی، موانع اجتماعی- فرهنگی، موانع ساختاری- مدیریتی، موانع اجرایی، موانع سیاستی و موانع علمی مشخص شده‌اند. سطح سوم درخت نیز ۵۸ زیر معیار با کد اختصاصی ذیل ۶ معیار اصلی مشخص شدند.

مرحله دوم شامل تعیین ضریب اهمیت (وزن) معیارها و زیرمعیارها با استفاده از مقایسات زوجی[2] عوامل مندرج در هر سطح از سلسله مراتب در جواب‌گویی به تحقق هدف می‌باشد. این مقایسات در ماتریس مقایسات زوجی درج می‌شود. این ماتریس دو خاصیت عمده دارد: اول آن‌که قطر این ماتریس عدد ۱ است به این معنی که نسبت ترجیح یک عامل در مقایسه با خودش مساوی ۱ است و دوم آن‌که ترجیح عوامل نسبت به یکدیگر خاصیت معکوس‌پذیری دارند (مارینونی، ۲۰۰۷)[3]. این دو خاصیت باعث می‌شود که برای مقایسه n معیار، صفت و یا گزینه، پاسخ دهنده فقط به $n(n-1)/2$ مقایسه زوجی پاسخ بدهد. زیرا وقتی n عامل به صورت دو به دویی مطرح باشد، ماتریس حاصل n×n عضوی خواهد داشت که از این تعداد، نصف آن معکوس نیمه دیگر می‌باشد و n عضو قطر ماتریس هم عدد ۱ خواهد بود (مشیری، ۱۳۸۰).

---

1. Zahedi
2. Pair- Wise Comparisons
3. Marinoni



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۱: درخت سلسله مراتب تصمیم در فرآیند تحلیل سلسله مراتبی (AHP)

در مدل AHP برای تعیین مقدار عددی ترجیح یک عامل به عامل دیگر، بحث می‌شود که تخصیص مستقیم چنین وزن‌هایی به صورت مطلق، عملاً منجر به ناسازگاری محاسبات خواهد شد. ساعاتی مقایسات نسبی و زوجی را برای این منظور پیشنهاد می‌کند و برای احتراز از کاربرد اعداد مجرد و مطلق یک قیاس ۹ درجه‌ای مطابق جدول شماره ۶ ارائه می‌نماید (ساعاتی، ۱۹۸۸).

جدول ۶: مقیاس ۹ کمیتی ال ساعاتی برای مقایسه دودویی معیارها

امتیاز	۱	۳	۵	۷	۹	۸-۶-۴-۲
تعریف	ترجیح یکسان	کمی مرجح	ترجیح بیشتر	ترجیح خیلی بیشتر	کاملا مرجح	ترجیحات بینابین

منبع: ساعاتی (۱۹۸۸)

بعد از محاسبه وزن نسبی معیارها و زیرمعیارها مرحله بررسی و سازگاری مقایسات زوجی می‌باشد. روشی که ساعاتی برای بررسی سازگاری در قضاوت‌ها در نظر گرفته، محاسبهٔ ضریب ناسازگاری (IR)[1] است (قدسی‌پور، ۱۳۸۵). نرخ ناسازگاری معین می‌کند که پاسخ پرسش‌شوندگان به مقایسه معیارها با گزینه‌ها چه اندازه اعتبار منطقی دارد (محمّدیان و همکاران، ۱۳۸۸)؛ و تا چه حد می‌توان به اولویت‌های حاصل از جدول‌های ترکیبی اعتماد کرد (شاکری و سلیمی، ۱۳۸۳). هنگامی که ناسازگاری صفر است، ما کاملاً سازگار هستیم و هر چه

[1]. Inconsistency Ratio (I.R)

این نرخ افزایش یابد، میزان ناسازگاری در هدف ما نیز افزایش یافته است. در حالت کلی اگر نرخ ناسازگاری کمتر از ۰/۱ باشد، ناسازگاری نسبتاً پذیرفته است، در غیر این صورت، بازنگری در قضاوت ضروری به نظر می‌رسد (قدسی‌پور، ۱۳۸۵).

۵- نتایج تحقیق

۵-۱- ویژگی‌های نمونه مورد مطالعه

در این بخش به معرفی مشخصات فردی نمونه مورد مطالعه پرداخته می‌شود. میانگین سن نمونه مورد مطالعه ۴۴/۴۴ سال می‌باشد (با انحراف معیار ۱۰/۶۹) که کوچکترین فرد ۲۵ سال و بزرگترین فرد ۶۸ سال سن داشتند. میانگین سابقه کار نمونه مورد مطالعه نیز ۱۷/۹۴ سال بود (با انحراف معیار ۹/۷۹) که حداقل سابقه ۱ سال و حداکثر ۳۸ سال می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که ۶۴ درصد (۳۲ نفر) از پاسخ‌دهندگان مذکر و ۳۶ درصد (۱۸ نفر) نیز مونث می‌باشند. همچنین ۶ درصد (۳ نفر) افراد دارای تحصیلات فوق دیپلم، ۳۴ درصد (۱۷ نفر) کارشناسی، ۳۴ درصد (۱۷ نفر) کارشناسی ارشد و ۲۶ درصد (۱۳ نفر) نیز دارای درجه دکترای تخصصی هستند.

۵-۲- نتایج اولویت‌بندی موانع و چالش‌ها

به منظور اولویت‌بندی موانع و چالش‌های عدم دستیابی به اهداف برنامه‌های توسعه در بخش کشاورزی و منابع طبیعی از روش فرآیند تحلیل سلسله مراتبی (AHP) استفاده شد. این روش با شناسایی و اولویت‌بندی عناصر تصمیم‌گیری شروع می‌شود. این عناصر شامل اهداف، معیارها و گزینه‌های احتمالی است که در اولویت‌بندی به کار گرفته می‌شوند. اولین قدم در تحلیل مسائل به روش AHP، ایجاد ساختاری سلسله مراتبی از موضع مورد بررسی است که در آن اهداف، معیارها و زیر معیارها و ارتباط بین آن‌ها در شکل ۱ نشان داده شده است.

در این بخش به بررسی سازگاری در قضاوت‌ها پرداخته می‌شود. جهت بررسی سازگاری در قضاوت‌ها از ضریب ناسازگاری (IR) استفاده شد. نتایج محاسبات این ضریب در جدول ۷ نشان می‌دهد نرخ سازگاری مقایسه زوجی معیارهای اصلی معادل ۰/۰۰۳۵۲ می‌باشد که با توجه به این‌که کمتر از ۰/۱ است نتایج معیارهای اصلی در حد مطلوب خواهد بود. همچنین نرخ سازگاری نتایج زوجی شش زیرمعیار کمتر از ۰/۱ می‌باشد و نتایج آن‌ها نیز تأیید و در حد مطلوب می‌باشد.

پس از تأیید نرخ سازگاری ماتریس‌های ترکیبی، در بخش‌های بعدی به تحلیل رتبه‌بندی معیارها و زیرمعیارها پرداخته شد. به طوری که ابتدا معیارهای اصلی با توجه به هدف اولویت‌بندی می‌شوند

و در گام بعدی زیرمعیارهای هر یک از معیارهای اصلی دو به دو مقایسه زوجی شدند.

جدول ۷: نرخ سازگاری ماتریس ترکیبی مقایسات زوجی معیارها و زیرمعیارها

ماتریس سوالات	شاخص سازگاری
مقایسه زوجی معیارهای اصلی	۰/۰۰۳۵۲
مقایسه زوجی زیرمعیارهای معیار موانع اجرایی	۰/۰۰۴۶۸
مقایسه زوجی زیرمعیارهای معیار موانع اقتصادی	۰/۰۰۶۷۹
مقایسه زوجی زیرمعیارهای معیار موانع سیاستی	۰/۰۰۹۱۲
مقایسه زوجی زیرمعیارهای معیار موانع اجتماعی – فرهنگی	۰/۰۰۶۲۱
مقایسه زوجی زیرمعیارهای معیار موانع علمی	۰/۰۰۳۹۴
مقایسه زوجی زیرمعیارهای معیار موانع ساختاری – مدیریتی	۰/۰۰۴۳۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۲-۱- نتایج مقایسه زوجی و اولویت‌بندی معیارهای اصلی

در روش تحلیل AHP با توجه به نظر پاسخگویان شش معیار اصلی دو به دو باهم مورد مقایسه و نتایج آن در جدول ۸ قرار گرفته است. بر اساس نتایج تحقیق؛ اولویت‌بندی معیارهای اصلی به ترتیب اهمیت شامل موانع ساختاری – مدیریتی با وزن نسبی ۰/۲۲۸ در رتبه اول، موانع اقتصادی با وزن نسبی ۰/۲۰۰ در رتبه دوم، موانع سیاستی با وزن نسبی ۰/۱۵۶ در رتبه سوم، موانع علمی با وزن نسبی ۰/۱۵۳ در رتبه چهارم، موانع اجرایی با وزن نسبی ۰/۱۳۷ در رتبه پنجم و موانع فرهنگی – اجتماعی با وزن نسبی ۰/۱۲۷ در رتبه ششم قرار گرفتند.

جدول ۸: نتایج مقایسه زوجی معیارهای اصلی

معیار اصلی	وزن نسبی	رتبه	کد
موانع و چالش‌های ساختاری - مدیریتی	۰/۲۲۸	۱	SM
موانع و چالش‌های اقتصادی	۰/۲۰۰	۲	E
موانع و چالش‌های سیاستی	۰/۱۵۶	۳	P
موانع و چالش‌های علمی	۰/۱۵۳	۴	A
موانع و چالش‌های اجرایی	۰/۱۳۷	۵	I
موانع و چالش‌های فرهنگی - اجتماعی	۰/۱۲۷	۶	SC

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۲-۲- اولویت‌بندی زیرمعیارهای موانع ساختاری – مدیریتی

جهت اولویت‌بندی موانع ساختاری – مدیریتی تعداد ۱۰ گویه انتخاب و دو به دو مورد مقایسه زوجی قرار گرفت. بر اساس نتایج جدول ۹، گویه «نبود مراکز تخصصی حمایت از کشاورزی اعم از شرکت‌های مشاوره‌ای، تأمین نهاده، بازاریابی و ...» و گویه «ضعف زیرساخت‌های عمرانی مورد

نیاز برای توسعه بخش کشاورزی» به عنوان مهترین چالش‌ها و موانع ساختاری– مدیریتی مشخص شدند.

جدول ۹: نتایج مقایسه زوجی زیرمعیارهای موانع ساختاری – مدیریتی

کد	موانع ساختاری و مدیریتی	وزن نسبی	رتبه
SM3	نبود مراکز تخصصی حمایت از کشاورزی اعم از شرکت‌های مشاوره‌ای، تامین نهاده، بازاریابی و غیره	۰/۱۲۶	۱
SM1	ضعف زیرساخت‌های عمرانی مورد نیاز برای توسعه بخش کشاورزی	۰/۱۱۳	۲
SM2	نبود برنامه‌ریزی و فقدان سند راهبردی توسعه و چشم انداز مناسب بین مدیران	۰/۱۱۲	۳
SM8	نبود شایسته سالاری در انتخاب و انتصاب متخصصان و نخبگان در بین مدیران بخش کشاورزی	۰/۱۰۱	۴
SM5	معیشتی، سنتی، کوچکی و پراکندگی واحدهای تولیدی	۰/۰۹۸	۵
SM4	تغییر کاربری و استفاده غیر اصولی از اراضی کشاورزی و منابع طبیعی	۰/۰۹۶	۶
SM9	نبود بازار مناسب برای نهاده‌ها، محصولات و خدمات در بخش کشاورزی	۰/۰۹۶	۷
SM6	نامناسب بودن ترکیب نیروی انسانی موجود در بخش کشاورزی	۰/۹۱	۸
SM7	دیوان سالاری و ساختار اداری کمتر منعطف جهت پیشبرد اهداف توسعه کشاورزی	۰/۰۸۸	۹
SM10	وجود سیستم‌های بخشی نگر به جای کلان نگر	۰/۰۸۱	۱۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۲-۳- اولویت‌بندی زیرمعیارهای موانع سیاستی

جهت اولویت‌بندی موانع سیاستی تعداد ۱۰ گویه انتخاب و دو به دو مورد مقایسه زوجی قرار گرفت. طبق نتایج جدول ۱۰ زیرمعیار «کمبود خدمات حمایتی و کارآمدی ضعیف سیاست‌های حمایتی موجود» و زیرمعیار «بی‌ثباتی سیاست‌های اقتصادی و غیر قابل پیش‌بینی بودن تصمیمات دولتی» به عنوان مهم‌ترین موانع و چالش‌های سیاستی مطرح شدند.

جدول ۱۰: نتایج مقایسه زوجی زیرمعیارهای موانع سیاستی

کد	موانع سیاستی	وزن نسبی	رتبه
P3	کمبود خدمات حمایتی و کارآمدی ضعیف سیاست‌های حمایتی موجود	۰/۱۳۰	۱
P2	بی‌ثباتی سیاست‌های اقتصادی و غیر قابل پیش‌بینی بودن تصمیمات دولتی	۰/۱۲۰	۲
P4	دخالت دولت در تصمیمات، قیمت‌گذاری و اعمال محدودیت‌های غیر ضروری درتخصیص و توزیع منابع	۰/۱۰۶	۳
P1	وجود قوانین و مقررات انعطاف ناپذیر و دست و پا گیر برای ورود به بخش تولید	۰/۱۰۴	۴
P5	وجود رانت اقتصادی و حمایت مالی برای بخش دولتی در مقایسه با بخش خصوصی	۰/۰۹۹	۵
P6	عدم شفافیت، مبهم و به روز نبودن قوانین و مقررات ناظر بر فعالیت‌های اقتصادی	۰/۰۹۵	۶
P7	عدم تطابق قوانین و مقرارت پیچیده نظام بانکی با فرهنگ جامعه روستایی و کشاورزان سنتی	۰/۰۹۵	۶
P9	حمایت نکردن دولت از تجاری سازی تحقیقات دانشگاهی و پروژه‌های دانش بنیان	۰/۰۹۴	۷
P8	ناکارامدی و عدم پوشش مناسب نظام بیمه در بخش کشاورزی	۰/۰۸۹	۸
P10	عدم تخصیص اعتبار سهم تولید از قانون هدفمندی یارانه‌ها	۰/۰۶۹	۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۲-۴- اولویت‌بندی زیرمعیارهای موانع علمی

نتایج اولویت‌بندی زیرمعیارهای موانع و چالش‌های علمی (آموزش، ترویج و تحقیقات) در جدول ۱۱ بیان شده است. طبق نتایج «عدم شفاف بودن اطلاعات و نبود پایگاه اطلاع‌رسانی جامع و فراگیر» و زیرمعیار «کمبود منابع و امکانات آموزشی برای آموزش کشاورزان» به عنوان مهم‌ترین موانع و چالش‌های علمی مشخص شده‌اند. همچنین زیر معیار «نقش کمرنگ رسانه‌های جمعی در معرفی دستاوردهای نوین کشاورزی» به عنوان کم اهمیت‌ترین چالش موانع علمی انتخاب شد.

۵-۲-۵- اولویت‌بندی زیرمعیارهای موانع اقتصادی

جهت محاسبه وزن نسبی و اولویت‌بندی زیرمعیارهای موانع اقتصادی تعداد ۱۰ زیرمعیار فرعی انتخاب و دو به دو مورد مقایسه زوجی قرار گرفت. بر اساس نتایج در جدول ۱۲ زیرمعیار «کمبود منابع سرمایه و عدم وجود امنیت سرمایه‌گذاری در بخش تولید» و زیر معیار «بهره‌وری پایین و بالا بودن ریسک تولید» به عنوان مهم‌ترین چالش‌های موانع اقتصادی مطرح شده‌اند.

جدول ۱۱: نتایج مقایسه زوجی زیرمعیارهای معیار موانع علمی

کد	موانع علمی	وزن نسبی	رتبه
A2	عدم شفاف بودن اطلاعات و نبود پایگاه اطلاع رسانی جامع و فراگیر	۰/۱۲۶	۱
A3	کمبود منابع و امکانات آموزشی برای آموزش کشاورزان	۰/۱۱۳	۲
A1	نبود یک سیستم آموزشی، تحقیق و توسعه خلاق پرور در بخش کشاورزی	۰/۱۰۸	۳
A7	عدم تطابق کامل و دقیق فعالیت‌های تحقیقاتی بخش کشاورزی با نیازهای بهره‌برداران	۰/۱۰۸	۴
A9	عدم ارتباط منسجم میان بخش تولید، دانشگاه و مراکز علمی و تحقیقاتی	۰/۰۹۹	۵
A5	کمبود دانش فنی و پایین بودن سطح تحصیلات و تجربه صاحبان و مدیران	۰/۰۹۸	۶
A4	نبود صندوق‌های سرمایه‌گذاری جهت حمایت از مراکز تحقیقاتی بخش کشاورزی	۰/۰۹۶	۷
A6	فقدان سازوکار مناسب جهت مشارکت بخش خصوصی در امر تحقیقات کشاورزی	۰/۰۹۱	۸
A10	کاربردی نبودن محتوای دروس دانشگاهی در دانشکده‌های کشاورزی	۰/۰۸۵	۹
A8	نقش کمرنگ رسانه‌های جمعی در معرفی دستاوردهای نوین کشاورزی	۰/۰۷۶	۱۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۲: نتایج مقایسه زوجی زیرمعیارهای موانع اقتصادی

کد	موانع اقتصادی	وزن نسبی	رتبه
E10	کمبود منابع سرمایه و عدم وجود امنیت سرمایه‌گذاری در بخش تولید	۰/۱۳۸	۱
E9	بهره‌وری پایین و بالا بودن ریسک تولید	۰/۱۳۲	۲
E2	هزینه بالای تجهیز بخش کشاورزی به ماشین‌آلات و تجهیزات مکانیزه	۰/۱۰۲	۳
E1	عدم گستردگی مدل‌های غیر دولتی تامین مالی در بخش کشاورزی	۰/۰۹۶	۴
E6	نبود تقویم تولید متناسب با نیاز مصرف و تقاضا	۰/۰۹۲	۵
E4	کارایی نامناسب بازار و بازاریابی و افزایش دلالی و واسطه‌گری	۰/۰۹۱	۶
E5	وجود تبعیض میان سرمایه‌گذاری مولد و غیر مولد	۰/۰۹۰	۷
E7	کمبود تسهیلات اعتباری و عدم تمایل بانک‌ها و مؤسسات اعتباری در تأمین منابع مالی	۰/۰۸۸	۸
E8	اختصاص نیافتن بودجه‌های تصویبی به طور کامل به بخش کشاورزی	۰/۰۸۸	۸
E3	هزینه‌های بالای تولید و قیمت پایین محصولات	۰/۰۸۳	۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۳: نتایج مقایسه زوجی زیرمعیارهای معیار موانع اجرایی

کد	موانع اجرایی	وزن نسبی	رتبه
I2	عدم توسعه و سازماندهی نهادهای اجرایی در بخش اعتبارات کشاورزی	۰/۱۴۷	۱
I8	عدم اجرای صحیح نظارت بر حسن اجرای قوانین	۰/۱۴۳	۲
I1	عدم نظارت مناسب بر نحوه هزینه‌کرد تسهیلات اعتباری داده شده	۰/۱۲۹	۳
I4	عدم کنترل مداوم کیفیت محصولات با توجه به استانداردهای ملی و جهانی	۰/۱۲۱	۴
I6	عدم نظارت و کنترل کیفی مواد اولیه مصرفی در بخش‌های تولیدی	۰/۱۲۰	۵
I5	عدم تشکیل نهادهای مردمی در سطح روستاها	۰/۱۱۹	۶
I3	اجرای نامطلوب قانون هدفمندی یارانه‌ها	۰/۱۱۴	۷
I7	دشواری هماهنگی بین دستگاه‌های ذی ربط فعال در بخش کشاورزی	۰/۱۰۷	۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۲-۶- اولویت‌بندی زیرمعیارهای موانع اجرایی

در جدول ۱۳ نتایج مقایسه زوجی زیرمعیارهای موانع اجرایی بیان شده است. طبق نتایج زیرمعیارهای «عدم توسعه و سازماندهی نهادهای اجرایی در بخش اعتبارات کشاورزی با وزن نسبی ۰/۱۴۷»، «عدم اجرای صحیح نظارت بر حسن اجرای قوانین» با وزن نسبی ۰/۱۴۳ و «عدم نظارت مناسب بر نحوه هزینه‌کرد تسهیلات اعتباری داده شده» با وزن نسبی ۰/۱۲۹ به عنوان مهترین چالش‌ها و موانع اجرایی مطرح شده‌اند.

۵-۲-۷- اولویت‌بندی زیرمعیارهای موانع اجتماعی – فرهنگی

جهت بررسی موانع و چالش‌های اجتماعی – فرهنگی تعداد ۱۰ زیرمعیار انتخاب و دو به دو مورد

مقایسه زوجی قرار گرفت. طبق نتایج جدول ۱۴ زیرمعیارهای «پایین بودن سطح آگاهی‌های عمومی و کم سوادی بهره‌برداران» و «فقدان توجه به بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی» به عنوان مهم‌ترین چالش‌ها و موانع اجتماعی – فرهنگی مشخص شدند.

جدول ۱۴: نتایج مقایسه زوجی زیرمعیارهای معیار موانع فرهنگی و اجتماعی

کد	موانع فرهنگی و اجتماعی	وزن نسبی	رتبه
SC10	پائین بودن سطح آگاهی‌های عمومی و کم سوادی بهره‌برداران	۰/۱۳۹	۱
SC9	فقدان توجه به بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی	۰/۱۱۶	۲
SC2	نبود فرهنگ ریسک‌پذیری در میان تولیدکنندگان	۰/۱۱۳	۳
SC4	عدم فرهنگ‌سازی در رویکرد و اقبال بخش خصوصی در سرمایه‌گذاری	۰/۰۹۹	۴
SC1	عدم وجود فرهنگ مناسب کار و تولید در بخش کشاورزی	۰/۰۹۵	۵
SC7	نبود فرهنگ مناسب استفاده از خدمات مشاوره‌ای، فنی و مهندسی	۰/۰۹۳	۶
SC6	نامشخص بودن سیاست زمین‌داری در بخش کشاورزی	۰/۰۹۲	۷
SC8	نبود بیمه تأمین اجتماعی مناسب در بخش‌های روستایی و تولیدی	۰/۰۸۸	۸
SC5	چند پارگی‌های قومی، زبانی، مذهبی و تعارضات فرهنگی	۰/۰۸۸	۸
SC3	حادثه خیز بودن مناطق (خشک سالی، توفان‌های موسمی، زلزله و سیل)	۰/۰۷۵	۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

اقتصاد ایران و بخش کشاورزی بیش از نیم قرن است که به وسیله برنامه‌های توسعه مدیریت می‌شود. اما با وجود تأکید مداوم به اهمیت بخش کشاورزی توسط سیاست‌گذاران، این بخش در به حرکت درآوردن چرخ رشد و توسعه نمود بزرگی نداشته و چالش‌های متعدد آن گویای عدم دستیابی به اهداف ذکر شده در برنامه‌های توسعه می‌باشد. مطالعه حاضر با هدف تعیین و اولویت‌بندی دلایل عدم دستیابی به اهداف برنامه‌های توسعه اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران در بخش کشاورزی و منابع طبیعی انجام شده است. با انجام مطالعات پیشین و با توجه به اهداف تحقیق تعداد ۵۸ زیرمعیار در ذیل ۶ معیار اصلی شناسایی و مورد تحلیل قرار گرفتند. جهت انجام تحقیق از روش تصمیم‌گیری فرآیند واکاوی سلسله مراتبی (AHP) و استفاده از نظر ۵۰ تن از مختصصان مربوطه استفاده شد. نتایج مقایسه زوجی و اولویت‌بندی معیارهای اصلی پژوهش نشان داد که موانع ساختاری – مدیریتی و موانع اقتصادی از درجه اهمیت، مهم‌ترین دلایل و در اولویت اول و دوم قرار دارند. همچنین موانع سیاستی، موانع علمی، موانع اجرایی و موانع فرهنگی – اجتماعی به ترتیب در اولویت سوم تا ششم درجه اهمیت قرار

دارند. به طور کلی می‌توان مهم‌ترین دلایل عدم دستیابی به اهداف برنامه‌های توسعه در بخش کشاورزی و منابع طبیعی را در سه دسته اقتصادی، اجرایی و ساختاری به صورت زیر نتیجه‌گیری کرد:

از مهم‌ترین موانع عدم توسعه بخش کشاورزی مشکلات مالی و اقتصادی می‌باشد. این مشکلات شامل کمبود منابع سرمایه‌ای، کاهش بودجه‌های دولتی، عدم وجود مشوق‌های حمایتی جهت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و نبود مدل‌های مختلف تأمین مالی می‌باشد. در بخش مشکلات اجرایی و مدیریتی می‌توان به مدیریت دولتی بخش اشاره کرد. دخالت دولت‌ها باعث ایجاد رانت دولتی، بی‌ثباتی و غیر قابل پیش‌بینی شدن سیاست‌های دولت شده است. همچنین می‌توان به وجود قوانین دست و پاگیر و بروز نبودن قوانین و مقررات ناظر بر فعالیت‌های تولیدی بخش اقتصاد، فرسوده بودن سیستم اجرایی کشور، وجود ضعف در ساختار اداری و نبود شایسته سالاری در سیستم اداری و اجرایی حاکم بر بخش کشاورزی اشاره کرد. در بخش مشکلات ساختاری و زیربنایی می‌توان به نبود یک سیستم حمایتی مناسب و هدفمند در رابطه با توسعه زیرساخت‌ها، آموزش و تحقیقات، نظام بیمه‌ای و حمایت از تولیدات اشاره کرد. همچنین چالش‌های بخش تولید از جمله کاهش بهره‌وری، افزایش هزینه‌های تولید، فرسوده بودن ادوات کشاورزی، پراکنده بودن اراضی و نبود تقویم مناسب تولید را می‌توان نام برد. همچنین نتایج تحقیق نشان داد که در طراحی برنامه‌های توسعه، به مسائلی از قبیل مدت زمان برنامه‌های توسعه، ظرفیت‌های نظام اجرایی، عوامل تسهیل‌کننده در اجرای استراتژی و ساختار تقویم نظام سیاسی و اجرایی کشور دقت کافی معمول نشده؛ همچنین نبود یک برنامه بلندمدت مشخص در بخش کشاورزی، امکان اولویت‌گذاری در انتخاب و اجرای سیاست‌ها را دچار مشکل کرده است. در ادامه با توجه به نتایج تحقیق پیشنهادهایی به شرح زیر توصیه می‌گردد:

- در ایران با توجه به وجود تنوع اقلیم و شرایط تولیدی متفاوت جهت توسعه بخش کشاورزی نیاز به طراحی برنامه‌های اختصاصی و مشخص با تنظیم اولویت‌های اهداف و راهبردهای اختصاصی توسعه کشاورزی احساس می‌شود.
- مطالعه بر روی روش‌های مختلف تأمین مالی و منابع سرمایه‌ای جدید و ایجاد بسترهای لازم برای توسعه و گسترش آن‌ها در بخش کشاورزی باید انجام شود.
- تأمین منابع مالی از جمله افزایش بودجه‌های اختصاصی و افزایش تسهیلات اعتباری کم بهره در جهت حمایت از بخش خصوصی و تولیدکنندگان و توسعه زیرساخت‌های مورد نیاز.

- ایجاد یک سیستم حمایتی مشخص با سیاست‌ها و برنامه‌های توسعه زیرساخت‌ها، آموزش و تحقیقات، نظام بیمه‌ای و حمایت از بخش تولید.
- به کارگیری و استفاده از نخبگان و افراد شایسته تحصیل‌کرده در بخش‌های گوناگون و استفاده از دانش روز مدیریت، اجرا و تولید در بخش کشاورزی و منابع طبیعی.

منابع و مآخذ

۱. افراخته، حسن. حجی‌پور، محمد. گرزین، مریم. و نجاتی، بهناز (۱۳۹۲). "جایگاه توسعه پایدار کشاورزی در برنامه‌های توسعه ایران (مورد: برنامه‌های پنج ساله پس از انقلاب)". مجله سیاست‌های راهبردی و کلان ۱(۱): ۹۶-۶۵.

۲. اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران (۱۳۹۳). *بررسی نظام حمایتی در بخش کشاورزی*، تهران، انتشارات اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران. پروژه شماره ۳۶.

۳. ایمان، محمدتقی (۱۳۷۷). *تنگناهای روش شناختی در تدوین برنامه‌های توسعه اقتصادی – اجتماعی در ایران*، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۶). *موجودی سرمایه در اقتصاد ایران (۱۳۹۴-۱۳۵۳)*، تهران: اداره حساب‌های اقتصادی، انتشارات بانک مرکزی ایران.

۵. بازیار، احسان. و احمدوند، مصطفی (۱۳۹۶). "تبیین بازدارنده‌های توسعه کشاورزی در روستاهای شهرستان رستم". مجله پژوهش‌های ترویج و آموزش کشاورزی ۱۰(۱): ۷۶-۶۵.

۶. برخوردار، فهیمه. و محمدی‌نژاد، امیر (۱۳۹۷). "شناسایی عامل‌های مؤثر بر رشد زیر بخش زراعت و باغبانی". مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی ۱۰(۲): ۳۲-۱۵.

۷. تقی ملایی، یوسف. و مهدوی، علی (۱۳۹۵). "بررسی روند بهره‌وری بخش کشاورزی و منابع طبیعی در طی برنامه‌های پنج ساله توسعه ایران". مجله استراتژی راهبردی جنگل ۱(۱): ۱۱-۱.

۸. جغتایی، فائزه. موسوی، میرطاهر. و زاهدی مازندرانی، محمدجواد (۱۳۹۵). "ابعاد و مولفه‌های توسعه اجتماعی در برنامه‌های پنجگانه توسعه اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی جمهوری اسلامی ایران". مجله رفاه اجتماعی ۱۶(۶۳): ۸۸-۵۵.

۹. حکیمی‌پور، نادر (۱۳۹۷). "تحلیل مقایسه‌ای کارایی بخش صنایع بزرگ در استان‌های ایران در برنامه‌های توسعه بعد از انقلاب با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی ۱۰(۲۰): ۲۱۳-۱۹۱.

۱۰. سازمان برنامه و بودجه (۱۳۶۸). *قانون برنامه اول توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۷۲ - ۱۳۶۸*، تهران، انتشارات سازمان برنامه و بودجه.

۱۱. سازمان برنامه و بودجه (۱۳۷۷). *قانون برنامه دوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۷۸ - ۱۳۷۴*، تهران، انتشارات سازمان برنامه و بودجه، چاپ پنجم.

۱۲. سازمان برنامه و بودجه (۱۳۷۹). *قانون برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۳ – ۱۳۷۹*، تهران، انتشارات سازمان برنامه و بودجه.

۱۳. سازمان برنامه و بودجه (۱۳۸۹)، *قانون برنامه پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۴ – ۱۳۹۰*، تهران، انتشارات سازمان برنامه و بودجه.

۱۴. سازمان برنامه و بودجه کشور (۱۳۹۷). *بازنگری آمارهای سری زمانی شاخص‌های منتخب بازار کار در دوره ۱۳۹۶ – ۱۳۶۵*، تهران، سازمان برنامه و بودجه کشور.

۱۵. سرمد، زهره. بازرگان، عباس. و حجازی، الهه (۱۳۹۷). *روش‌های تحقیق در علوم رفتاری*، تهران، نشر آگاه، چاپ ۳۱.

۱۶. سیف‌الدینی، فرانک. پناهنده‌خواه، موسی. و قدمی، مصطفی (۱۳۸۹). "چالش‌ها و موانع برنامه‌ریزی توسعه منطقه‌ای در ایران". مجله پژوهش‌های جغرافیای انسانی **۴۲**(۳): ۹۸-۸۳.

۱۷. شاکری، عباس. و سلیمی، فریدون (۱۳۸۳). "عوامل موثر بر جذب سرمایه‌گذاری در منطقه آزاد چابهار و اولویت‌بندی آن‌ها با استفاده از AHP". مجله پژوهش‌های بازرگانی **۶**(۲۰): ۱۳۰-۹۵.

۱۸. شقاقی شهری، وحید (۱۳۹۷). "ارزیابی برنامه‌های پنج‌ساله توسعه کشور از منظر تحقق اهداف اقتصادی سند چشم انداز". مجله مجلس و راهبرد **۲۵**(۹۴): ۲۳۷ – ۲۰۹.

۱۹. غلامی نتاج امیری، سعید (۱۳۸۵). "آسیب‌شناسی نظری برنامه‌های توسعه اقتصادی". مجله پژوهشنامه اقتصاد **۳**: ۸۸ – ۵۹.

۲۰. قلیچ، وهاب (۱۳۹۸). "طراحی الگوی بکارگیری صکوک وکالت جهت تامین مالی بخش کشاورزی". مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی **۱۱**(۱): ۱۷۴- ۱۴۹.

۲۱. قدسی‌پور، حسن (۱۳۸۵). *مباحثی در تصمیم‌گیری چندمعیاره، فرآیند تحلیل سلسله مراتبی*، تهران، انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر.

۲۲. کرباسی، علی‌رضا (۱۳۹۱). *اقتصاد توسعه کشاورزی*، تربت حیدریه، انتشارات دانشگاه تربت حیدریه.

۲۳. کرمی، آیت‌اله. نوری، مرتضی. و موسوی، نعمت‌الله (۱۳۹۵). "ارزیابی و رتبه‌بندی توسعه کشاورزی شهرستان‌های استان کهگیلویه و بویراحمد". مجله اقتصادکشاورزی **۱۰**(۴): ۱۳۸-۱۱۹.

۲۴. محمدیان، فرشاد. شاهنوشی فروشانی، ناصر. قربانی، محمد. و عاقل، حسن (۱۳۸۸). "انتخاب الگوی کشت بلقوه محصولات زراعی بر اساس روش فرایند تحلیل سلسله مراتبی AHP (مطالعه موردی: دشت تربت جام)". مجله دانش کشاورزی پایدار **۱۹**(۱): ۱۸۷-۱۷۱.

۲۵. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۷۵). *نگاهی به وضعیت بخش کشاورزی و جایگاه آن در برنامه پنج ساله دوم توسعه*، تهران، مرکز پژوهش‌های مجلس، کد گزارش: ۲۵۰۱۴۹۰.

۲۶. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۷۸). *ریشه‌های عدم توفیق در برنامه‌های اول و دوم*. تهران، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، کد گزارش: ۲۴۰۳۸۵۹.

۲۷. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۸۹). *نگاهی به راهبردهای اصلی بخش کشاورزی در برنامه‌های پنج ساله توسعه در بیست سال گذشته*. تهران، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

۲۸. مریدسادات، پگاه. رکن‌الدین افتخاری، عبدالرضا. پورطاهری، مهدی. و شعبانعلی فمی، حسین. (۱۳۹۷). "تحلیل پایداری سیاست‌های کلان و بخشی کشاورزی در برنامه‌های پنج‌ساله جمهوری اسلامی ایران". مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران **۱**(۴۹): ۵۸-۴۳.

۲۹. مشیری، اسماعیل (۱۳۸۰). "مدل تعدیل شده AHP برای نظرسنجی و تصمیم‌گیری‌های گروهی". مجله دانش مدیریت **۱٤**(۵۲): ۹۲-۶۳.

۳۰. مؤمنی، فرشاد. و امینی میلانی، مینو (۱۳۹۰). "کیفیت زندگی و توسعه پایدار در برنامه‌های توسعه ایران با رویکرد آمارتیاسن". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی **۳**(۵): ۶۴-۳۵.

31. Bhagwati, J. & Padma, D. (1970). *India Planning for Industrialization. Industrialization and Trade Policies since 1951*, London, Oxford University Press.
32. Chandrasekaran, B. Annadurai, K. & Somasundaram, E. (2018). *A Textbook of Agronomy*, New Age International (P) Limited, Publishers.
33. Chow, G. C. (2011). "Economic Planning in China". Working Papers 1318, Princeton University, Department of Economics, Center for Economic Policy Studies.
34. Marinoni, O. (2007). *Some Words on the Analysis Hierarchy Process (AHP) and the Provided ArcGIS Extention 'ext_hap'*. 2007, Ext-ahp, Retrieved. https://www.arcgis.com.
35. Millikan, M. (1967). "Planning in India". National Bureauo of Economic Research 1-40.
36. Nsikak- Abasi, A. E. & Kesit, K. N. (2015). "Barriers to Increasing Agricultural Production in Nigeria". American Journal of Agricultural Science **2**(4): 138-143.
37. Saaty, T. L. (1980). *The Analytic Hierarchy Process*, New York, McGraw-Hill.

38. Saaty, T. L. (1988). *Decision Making for Leaders: The Analytical Hierarchy Process for Decisions in a Complex World*, Wadsworth. RWS Pub.
39. Zahedi, F. (1986). "The Analytic Hierarchy Process: A Survey of the Method and its Applications". Interfaces **16**(4): 96-108.

Original Research Article

Prioritizing the obstacles and challenges to achieving the goals of the first to the fifth programs of social, economic and cultural development of the Islamic republic of Iran in the Sector of Agriculture and Natural Resources

Gholamreza Yavari[1]
Vahid Azizi[2]

Received: 07-07-2019 Accepted: 01-08-2020

Introduction: Iran's economy has been managed by development programs for more than half a century. Among the various economic sectors, the agricultural sector, owing to its place in the Iranian economy, has been of considerable importance in development programs after the Islamic Revolution. In each program, according to its time, important policies and tasks are defined for it. Despite policymakers' continued emphasis on the importance of the agricultural sector, this sector has not had a great impact on the growth and development of the country yet. The many challenges it faces indicate a failure to achieve the goals mentioned in the development plans. Therefore, it is necessary to study the pathology of the development programs and examines the reasons as why the goals of the development programs have not been achieved. Therefore, this study aims to determine and prioritize the obstacles and challenges facing the first to the fifth programs of social, economic and cultural development of the Islamic republic of Iran in the sectors of agriculture and natural resources.

Methodology: The present study is applied in terms of purpose and analytical-descriptive in terms of nature. The data were collected through library work and survey. The data collection tool in this research was a questionnaire. The questionnaire was designed using a review of sources related to the rules of development programs and conducting qualitative interviews. The validity and reliability were assessed for the research tool. The validity of the questionnaire was confirmed by a five-member panel of experts. To evaluate the reliability of the questionnaire, Cronbach's alpha test was used with the estimate of 0.85. After the modification and the validity and reliability test, the final questionnaire was developed for a hierarchical analysis. The final questionnaire consisting of three sections was designed

[1]- Associate Professor, Department of Agricultural Economics and Development, Payame Noor University
[2] - Master of Science in Agricultural Economics
Email: vahidazizi1366@gmail.com

according to the purpose of the research. In the first part, the individual characteristics of the studied sample were examined. In the second part, the questions were raised for pair comparison and determination of the degree of importance of the main criteria, including the six main factors of failure to achieve the goals of development programs. The third section discusses the pairwise comparison and determining the degree of importance of the sub-criteria including 58 sub-components of failure to achieve the goals of development programs in the agricultural sector. The statistical population of this study included the agricultural experts in organizations and universities as well as producers. The non-probability and snowball sampling methods were used to collect information. Using this method, 50 people were identified and studied. Finally, the Analytic Hierarchy Process (AHP) decision-making method was used to conduct the research.

Results and Discussion: The research findings were reviewed in two sections. In the first part, the demographic characteristics of the studied sample were examined. They included age, gender, work and educational characteristics. In the second part, in order to prioritize the obstacles and challenges of not achieving the goals of development programs in agriculture and natural resources, the AHP method was used. The first step in the AHP method was to create a hierarchical structure from the items under study, namely the objectives, criteria and sub-criteria as shown in Figure 1. In the next step, the incompatibility coefficient (IR) was used to examine the consistency in the judgments. According to the results of the pairwise comparison, the adjustment rate of the main criteria was 0.00352 Given that it was less than 0.1, the results of the main criteria were optimal. The compatibility rate of the six sub-criteria was less than 0.1 too, and the results were confirmed and lay in the desired range. After the compatibility rate of the composite matrices was confirmed, the ranking of the criteria and the sub-criteria was analyzed. Based on the results of prioritization of the main criteria in the order of importance, structural-managerial barriers with a relative weight of 0.228, economic barriers with a relative weight of 0.200, political barriers with a relative weight of 0.156, scientific barriers with a relative weight of 0.153, executive barriers with a relative weight of 0.137, and socio-cultural barriers with a relative weight of 0.127 were ranked from one to six.

Conclusion: This study aims to determine and prioritize the obstacles and challenges to the achievement of the goals of the first to the fifth programs of social, economic and cultural development of Iran in the agriculture sector. According to the objectives of the research, 58 sub-criteria were identified and analyzed under six main criteria. In order to conduct the research, the decision-making method of AHP was used, and the opinions of 50 relevant specialists were considered. The results of the pairwise comparison and prioritization of the main criteria of the research showed that

structural-managerial barriers are of the first importance, and economic barriers are of the second importance. Also, political barriers, scientific barriers, executive barriers and socio-cultural barriers were in the third to the sixth priority respectively. In general, there are major reasons for the failure to achieve the goals of the development programs in the agriculture sector in economic, executive and structural domains. The most important financial and economic problems are the lack of capital resources, the reduction of government budgets and the lack of various financing models. As executive and managerial problems, one can mention government management, the existence of cumbersome laws, the worn-out executive system and the lack of meritocracy. In the field of structural and infrastructural problems, there is the lack of a purposeful support system in relation to infrastructure development, education and research, insurance system and product support.

Keywords: Development plan, Barriers and challenges, Agriculture, Natural resources, Prioritization, AHP method.

JEL Classification: Q01, Q18, Q48, O13, O21.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

بررسی تأثیر تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی[۱]

میثم امیری[۲]
محمد علی دهقان دهنوی[۳]
مژگان رضائی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۶/۳۰

چکیده

افزایش سرمایه بانک‌های دولتی یکی از موضوعات مورد توجه پیرامون اصلاح نظام بانکی و رفع موانع تولید است. با توجه به این‌که در سال‌های اخیر نیز منابعی برای افزایش سرمایه دولت در بانک‌های دولتی اختصاص داده شده است، در این‌جا این پرسش مطرح می‌شود که آیا به موازات افزایش سرمایه‌های صورت‌گرفته عملکرد بانک‌های دولتی نیز بهبود یافته است؟ بر این اساس در تحقیق حاضر با به‌کارگیری رویکرد GMM تأثیر تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی به عنوان یکی از شاخص‌های عملکردی این بانک‌ها طی بازه زمانی ۱۳۹۴ - ۱۳۷۹بررسی شد. نتایج نشان داد تزریق سرمایه دولت اثر مثبت و معنی‌دار بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی دارد. ضمن این‌که در میان متغیرهای کنترلی نسبت سرمایه و حاشیه نرخ سود دارای اثر مثبت و چرخه‌های تجاری دارای اثر منفی و ضدچرخه‌ای بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی بودند. علاوه بر این، با توجه به آمار ارائه شده در این مقاله در رابطه با نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها، اکثر بانک‌های دولتی به‌طور اخص و شبکه بانکی به‌طور اعم همچنان از نسبت استاندارد کمیته بازل فاصله زیادی دارند که این موضوع لزوم افزایش سرمایه بیشتر این بانک‌ها را به‌عنوان راهکاری برای اصلاح ساختار سرمایه و رعایت مقررات بین‌المللی نشان می‌دهد.

واژگان کلیدی: تزریق سرمایه دولت، رفتار وام‌دهی، بانک‌های دولتی.

Keywords: Government Capital Injection, Lending Behavior, State-owned Banks.

JEL Classification: E51, G21, G28, C33.

---

۱. مقاله حاضر مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده مسئول در دانشگاه علامه طباطبائی است.

۲. استادیار گروه مالی و بانکداری، دانشگاه علامه طباطبائی amiry82@yahoo.com

۳. استادیار گروه مالی و بانکداری، دانشگاه علامه طباطبائی dehghandehnavi@gmail.com

۴. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، گرایش بانکداری اسلامی، دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول) mojganrezaei69@gmail.com

۱- مقدمه

اقتصاد بسیاری از کشورها از جمله ایران، به دلایل مختلف نهادی و ساختاری متکی بر نظام بانکی است. در این کشورها نظام بانکی باید در راستای وظایف مهمی چون تأمین منابع مالی برای فعالان اقتصادی، تسهیل گردش وجوه مالی، هدایت نقدینگی به سمت فعالیت‌های مولد و پشتیبانی از رشد اقتصادی و... پیشتاز باشد. بنابراین حفظ قدرت وام‌دهی بانک‌ها از ضرورت‌های اساسی کشور خواهد بود. با این حال در سال‌های اخیر، از یک طرف نوسانات اقتصادی و از طرف دیگر مشکلات نظام بانکی عملکرد بانک‌ها جهت تأمین مالی واحدهای اقتصادی را به شدت تحت تأثیر قرار داده است.

امروزه با توجه به معضلات ساختاری و نهادی در شبکه بانکی، کاهش درآمدزایی یا به بیان دیگر انجماد دارایی‌ها و معضل جریان نقد بانک‌ها عملکرد ضعیف نظام بانکی در راستای ایفای وظایف خود مسئله چندان پوشیده‌ای نیست. بر این اساس اصلاح نظام بانکی ضروری به نظر می‌رسد. گام نخست در اعمال و اجرای هر طرح اصلاحی برای نظام پولی – بانکی کشور، قطعاً شناسایی ریشه‌های اساسی معضلات نظام پولی – بانکی و اولویت‌بندی صحیح این مشکلات جهت رفع آن می‌باشد.

در این میان با توجه به این‌که سرمایه یکی از ارکان اصلی بانک‌ها می‌باشد، یکی از مسائلی که به‌طور مکرر از سوی کارشناسان در اصلاح نظام بانکی مطرح می‌شود، افزایش سرمایه بانک‌ها است. باید اشاره داشت بحران سرمایه معمولاً در طول یک رکود اقتصادی اتفاق می‌افتد، وقتی سرمایه بانک پایین است به وسیله زیان وام‌ها، سرمایه دچار فرسایش می‌شود. اگر سرمایه بانک رو به کاهش گذارد، درصورتی که بانک بتواند به آسانی از طریق بازارهای مالی افزایش سرمایه دهد بحران سرمایه اتفاق نمی‌افتد. اما افزایش سرمایه از طریق بازارهای مالی معمولاً برای بانک‌ها مشکل و پرهزینه است، بنابراین بانک‌ها مجبور خواهند بود تا فعالیت‌های وام‌دهی خود را کاهش دهند. این یکی از دلایلی است که دولت به بخش بانکی دچار بحران سرمایه تزریق می‌کند. دولت از طریق این سیاست، سرمایه پایه بانک‌ها را افزایش می‌دهد تا از کاهش وام‌دهی ممانعت به عمل آورد. به عبارت دیگر تزریق سرمایه گاهاً برای جلوگیری از بحران سرمایه صورت می‌گیرد

(اوسادا[1]، ۲۰۱۰). در واقع نظر اندیشمندان بر این است که افزایش سرمایه بانک‌ها می‌تواند باعث بازگشت شاخص‌های بانکی کشور به وضعیت مورد قبول شود.

در ایران نیز دولت از سالیان گذشته در مواردی اقدام به افزایش سرمایه بانک‌های دولتی کرده است و در برنامه‌های اصلاحی برای نظام بانکی همواره افزایش سرمایه بانک‌ها مورد توجه بوده است. در این بین هنوز هیچ گزارش و مطالعه منسجمی از سرنوشت اجرا و اثرات این افزایش سرمایه در دست نیست. به عبارتی هنوز مشخص نشده که اثرات این فرآیند در بهبود وضعیت مالی بانک‌های دولتی کشور چه بوده است. بنابراین ضروری است بررسی شود که افزایش سرمایه‌های صورت‌گرفته تاکنون چه تأثیری بر عملکرد بانک‌های دولتی و به طور خاص بر رفتار وام‌دهی این بانک‌ها داشته است.

باید اشاره داشت به طور تجربی در سطح بین‌المللی مطالعات مختلفی به بررسی ارتباط میان تزریق سرمایه دولت و رفتار وام‌دهی بانک‌ها پرداخته‌اند. اما در ایران تاکنون مطالعه‌ای در این مورد صورت نگرفته است. به همین منظور پژوهش حاضر سعی بر پاسخ دادن به این مسئله دارد که آیا تزریق سرمایه توانسته میزان وام‌دهی را، به عنوان یکی از شاخص‌های عملکردی بانک‌ها بهبود دهد؟ بر این اساس ساختار مقاله بدین صورت تدوین شده است که ابتدا به بیان مبانی نظری سرمایه و تئوری مربوط به رفتار بانک و همچنین پیشینه موضوع پرداخته شده، سپس الگوی تجربی و نتایج برآورد مدل آمده است و در قسمت پایانی جمع‌بندی مطالب ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری سرمایه و مدل رفتار بانک

بررسی رابطه بین سرمایه و وام‌دهی بانک بسیار مهم است، زیرا تأثیر تغییرات در سرمایه بر تصمیمات وام‌دهی بانک‌ها، عامل اصلی تعیین‌کننده ارتباط بین شرایط مالی و فعالیت واقعی است. در طول بحران‌های مالی، احتمال وقوع بحران اعتباری نیز به شدت مطرح می‌گردد لذا رابطه بین سرمایه و وام‌دهی بانک مسئله‌ای اساسی است به گونه‌ای که در ایالات متحده، هنگامی که برنامه رهایی از دارایی مشکل‌دار[2] (TARP) برای تزریق سرمایه به بانک‌ها از طریق برنامه خرید سرمایه[3] (CPP) در دستور کار قرار گرفت، اثر برنامه بر فعالیت واقعی عمدتاً از طریق بررسی این تزریق‌ها

1. Osada (2010)
2. Troubled Asset Relief Program
3. Capital Purchase Program

بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها مورد بحث و بررسی قرار گرفت (کارمکار و موک[1]، ۲۰۱۵).

تئوری‌های مربوط به رابطه بین سرمایه و وام‌دهی را می‌توان با بررسی تئوری مودیگلیانی و میلر[2] (۱۹۵۸) آغاز کرد. مطابق با تئوری مودیگلیانی و میلر (۱۹۵۸) در دنیای بدون اصطکاک، اطلاعات کامل و بازارهای کامل، ساختار سرمایه یک شرکت تأثیری در سیاست‌های سرمایه‌گذاری آن نخواهد داشت و از این رو الزامات سرمایه‌ای بالاتر برای اقتصاد بدون هزینه خواهد بود در حالی که ریسک بحران‌ها را به صراحت کاهش خواهد داد.

تئوری‌های دیگری که تأثیرات سرمایه بانک را مطالعه می‌کنند، همه با ایراداتی بر تئوری مودیگلیانی و میلر (۱۹۵۸) آغاز می‌شوند. یکی از این ایرادات «هزینه‌های مرتبط با درماندگی مالی[3]» است. وقتی بانکی سرمایه بیشتر و بدهی پایین‌تری داشته باشد، هزینه‌های درماندگی مالی کمتر خواهد بود و بانک را قادر می‌سازد که وجوه تأمین مالی[4] را با هزینه پایین‌تری به‌دست آورد (فلانری و رانگان[5]، ۲۰۰۸). در صورت کافی نبودن سرمایه و منابع، بانک مجبور خواهد بود نسبت به سایر بانک‌ها نرخ سود بالاتری به سپرده‌ها یا اوراق قرضه صادر شده پرداخت کند (جکسون و همکاران[6]، ۲۰۰۲). هزینه‌های تأمین مالی پایین‌تر لزوماً به معنای ارائه وام‌های ارزان‌تر نیست، با این حال، بانک‌ها را قادر می‌سازد وام‌های بیشتری را تأمین مالی نمایند و سود بیشتری را به دست آورند.

علاوه بر هزینه‌های تأمین مالی پایین‌تر، سطوح بالاتر سرمایه، بانک‌ها را قادر می‌سازد تا «جذب ریسک[7]» بهتری داشته باشند (برگر و بومن[8]، ۲۰۰۹). هنگامی که بانک‌ها وام‌دهی را افزایش می‌دهند، علاوه بر این‌که در معرض ریسک اعتباری قرار می‌گیرند، برای پاسخ‌گویی به تقاضای نقدینگی مشتریان برای برداشت سپرده‌هایشان نیز با ریسک نقدینگی بیشتری روبه‌رو می‌شوند (آلن و سانتومرو[9]، ۱۹۹۷ و آلن و گیل[10]، ۲۰۰۴). با داشتن سطح سرمایه بالاتر، بانک بهتر می‌تواند ریسک را جذب کرده و ظرفیت تحمل ریسک خود را افزایش دهد. در نتیجه، سطح بالاتر سرمایه

1. Karmakar & Mok (2015)
2. Modigliani-Miller (1958)
3. Financial Distress
4. Funding
5. Flannery & Rangan (2008)
6. Jackson (2002)
7. Absorb Risk
8. Berger & Bouwman (2009)
9. Allen & Santomero (1997)
10. Allen & Gale (2004)

به بانک‌ها امکان وام‌دهی بیشتری می‌دهد.

سطح بالاتر سرمایه همچنین می‌تواند انگیزه‌های بیشتری برای بانک‌ها به منظور «نظارت[1]» بر وام‌گیرندگان ایجاد نماید زیرا سهامداران اولین کسانی هستند که متحمل زیان‌های ناشی از درماندگی بانک می‌شوند (هولمستروم و تیرول[2]، ۱۹۹۷). پس بالا بردن نظارت بانکی باعث افزایش دسترسی به اعتبار برای وام‌گیرندگان می‌شود.

بنابراین هزینه‌های تأمین مالی پایین‌تر، جذب ریسک بهتر و نظارت بیشتر نشان می‌دهند که سرمایه بانک اثر مثبت و مستقیم بر وام‌دهی دارد. از آن‌جا که این سه مورد با نقص‌ها یا نیروهای بازار مرتبط هستند، همه آن‌ها را با هم «کانال بازار[3]» می‌نامند.

ایراد دیگر بر تئوری مودیگلیانی و میلر (۱۹۵۸) که از طریق آن سرمایه بانک به طور مثبت بر وام‌دهی تأثیر می‌گذارد، «مقررات و تعدیلات، به ویژه الزامات سرمایه‌ای مبتنی بر ریسک» است. هنگامی که سطح سرمایه بانک‌ها پایین است و افزایش سرمایه نیز پرهزینه باشد، الزامات سرمایه مبتنی بر ریسک ممکن است منجر به جایگزینی دارایی‌های پرریسک با دارایی‌های کم ریسک‌تر (مانند تبدیل وام‌ها به اوراق بهادار کم ریسک) شود (برگر و اودل[4]، ۱۹۹۴). بنابراین، بانک‌های با سطح سرمایه پایین‌تر انگیزه‌های بیشتری برای کاهش وام‌دهی به دلیل الزامات سرمایه مبتنی بر ریسک دارند. این کانال اثرگذاری سرمایه بر وام‌دهی «کانال تعدیل[5]» نامیده می‌شود.

از آن‌جا که هردوی کانال بازار و کانال تعدیل رابطه مثبت بین سرمایه و وام‌دهی پیش‌بینی می‌کنند آن‌ها را با هم فرضیه «تعدیل - ریسک[6]» می‌نامند.

از سوی دیگر تئوری‌هایی وجود دارند که بیان می‌کنند بین سرمایه و رفتار وام‌دهی بانک‌ها رابطه منفی و معکوس وجود دارد. کالومیریس و کان[7] (۱۹۹۱) بر این باورند بدهی بالاتر (سرمایه پایین‌تر) باعث «انضباط» بانک‌ها و از این طریق باعث افزایش وام‌دهی می‌شود. از نظر آن‌ها سپرده‌ها و تهدید برداشت زودتر از موعد آن‌ها برای برقراری نظم و انضباط در بانک‌ها ضروری است که باعث می‌شود بانک‌ها قادر به وام‌دهی بیشتری باشند. دیاموند و راجان[8] (۲۰۰۰، ۲۰۰۱)

---

1. Monitor
2. Holmstrom & Tirole (1997)
3. Market Channel
4. Berger & Udell (1994)
5. Regulation Channel
6. Risk-Regulation
7. Calomiris & Kahn (1991)
8. Diamond & Rajan (2000, 2001)

نیز استدلال می‌کنند سطح سرمایه بالاتر بانک با ایجاد ساختار سرمایه‌ای که «شکنندگی[1]» کمتری دارد، ممکن است وام‌دهی را کاهش دهد. زیرا سطح سرمایه پایین، بانک‌ها را ترغیب به نظارت بر وام‌گیرندگان برای وصول مطالبات می‌کند و بنابراین آن‌ها را قادر می‌سازد وام بیشتری بدهند. گورتون و وینتون[2] (۲۰۱۴) نیز بیان می‌کنند که الزامات سرمایه‌ای می‌تواند منجر به «خروج سپرده‌ها[3]» از بانک‌ها شود که این امر نیز می‌تواند باعث کاهش عرضه اعتبار شود. به طور کلی این سه نیرو را که رابطه منفی و معکوس بین سرمایه و وام‌دهی بانک پیش‌بینی می‌کنند فرضیه «شکنندگی – خروج[4]» می‌نامند.

پس به‌طور کلی تئوری مودیگلیانی – میلر حداقل در مورد بانک‌ها کاربرد ندارد و سرمایه می‌تواند بر رفتار بانک‌ها تأثیرگذار باشد. در مجموع می‌توان گفت اگر چه لازم است بانک‌ها سرمایه کافی داشته باشند، الزامات بیش از حد نیز می‌تواند پرهزینه باشد. لذا باید سطح بهینه‌ای برای سرمایه بانک‌ها وجود داشته باشد.

اکنون و با این مقدمه به بیان مدل نظری تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها پرداخته می‌شود. این تجزیه و تحلیل بر یک مدل انتظارات عقلایی رفتار بانک مبتنی است که توسط مونتگومری[5] (۲۰۰۴) ارائه شده است. ترازنامه ساده شده‌ای در نظر گرفته می‌شود که در سمت دارایی‌ها، وام‌ها و در سمت بدهی‌ها، سپرده‌ها و سرمایه وجود دارد:

دارایی‌ها	بدهی‌ها
L	D
	K

که L وام‌ها و D سپرده‌ها و K سرمایه است. در اینجا؛ L- D = K است. تحت شرایط رقابت کامل، هر بانک در اصل گیرنده قیمت است بنابراین فرض می‌شود نرخ بهره وام‌ها r_L و نرخ بهره سپرده‌ها r_D در هر دوره به‌صورت برون‌زا داده می‌شود.

1. Fragile
2. Gorton & Winton (2014)
3. Crowding Out Deposits
4. Fragility-Crowding Out
5. Montgomery (2004)

در کوتاه‌مدت فرض می‌شود سرمایه نیز برون‌زا باشد، بنابراین درآمد بانک i در زمان t از درآمد بهره‌ای حاصل از وام‌ها منهای هزینه بهره‌ای حاصل از سپرده‌ها تعیین می‌شود[۱]:

$$R_{i.t} = r_t^L\, L_{i.t} - r_t^D\, D_{i.t} \qquad (۱)$$

با جایگزینی D با L – K درآمد بانک را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$R_{i.t} = (r_t^L - r_t^D)\, L_{i.t} + r_t^D\, K_{i.t} \qquad (۲)$$

داشتن سرمایه بالا دارای مزایایی (B_t) است که عبارتند از: نفع شخصی بانک در نگه داشتن یک سپر سرمایه‌ای برای کاهش احتمال ورشکستگی، الزامات قانونی[۲]، مزایای شهرت و اعتبار بانک و افزایش قدرت در مورد عرضه وام مستقل از محدودیت‌های سرمایه‌ای. بر این اساس خواهیم داشت:

$$B_{i.t} = K_{i.t}\, h\left(\frac{K_{i.t}}{L_{i.t}}\right) \qquad (۳)$$

که $h\,(۰)$ تابعی مقعر و نامعین[۳] است که به دولت تنظیم‌گر[۴]، بستگی دارد و در برآورد تجربی یک وضعیت گسسته[۵] خواهد بود: بانک‌هایی که تزریق سرمایه دریافت کرده‌اند ممکن است تحت نظارت‌های سخت‌گیرانه‌تری باشند و بانک‌هایی که به آن‌ها سرمایه تزریق نشده است تحت نظارت‌های عادی برای حفظ یک حجم سرمایه کافی[۶] قرار داشته باشند.

اگرچه در این‌جا فرض شده است که سرمایه بانک ثابت است اما بانک‌ها می‌توانند نسبت سرمایه را تغییر دهند و بنابراین با تعدیل رشد وام‌ها، هزینه‌هایی مرتبط با آن، (A_t)، داشته باشند. این هزینه‌ها می‌تواند شامل هزینه‌های استخدام کارمندان جدید (مونتگومری و شیمیزوتانی[۷]، ۲۰۰۹) یا

---

[۱]. این یک فرض ساده در کوتاه‌مدت است که بانک‌ها میزان وام‌های خود را تعیین می‌کنند سپس می‌توانند سپرده‌های لازم را برای تأمین این وام‌ها در بازار با توجه به نرخ بهره وام‌ها و سپرده‌ها به دست آورند (Montgomery and Takahashi ، 2014).

[2]. Regulatory Incentives
[3]. Non-specified Concave Function
[4]. Regulatory State
[5]. Discrete State
[6]. Adequate Capital Cushion
[7]. Montgomery & Shimizutani (2009)

بررسی وام‌گیرندگان جدید (برای مثال بررسی رتبه اعتباری آن‌ها) برای گسترش وام‌دهی، یا هزینه‌های کاهش ناگهانی وام‌ها، پدیده‌ای که در طول بحران‌های اعتباری نیز مشاهده شده است[۱] و یا از دست دادن اقتصاد مقیاس[۲] باشد (برگر و همکاران[۳]، ۱۹۹۳). پس داریم:

$$A_{i.t} = L_{i.t}\, f\left(\frac{L_{i.t+1} - L_{i.t}}{L_{i.t}}\right) \qquad (۴)$$

که f(۰) یک تابع محدب نامعین[۴] است.

در نهایت سود بانک را در نظر بگیرید. در این مدل مدیران بانک وام‌ها را در زمان t برای حداکثرسازی ارزش فعلی تنزیل شده انتظاری $\pi_{i.t}$ انتخاب می‌کنند:

$$\max \pi_{i.t} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} b^j \left[\left(r^L_{t+j} - r^D_{t+j}\right) L_{i.t+j} + r^D_{t+j} K_{i.t+j} + K_{i.t+j}\, h\left(\frac{K_{i.t+j}}{L_{i.t+j}}\right) - L_{i.t+j} f\left(\frac{L_{i.t+j+1} - L_{i.t+j}}{L_{i.t+j}}\right)\right] \qquad (۵)$$

که b نرخ تنزیل می‌باشد و همواره $0 < b < 1$.

با حداکثرسازی رابطه (۵) نسبت به (L)، معادله اویلر به‌صورت ذیل به دست می‌آید:

$$E_t = \left[\left(r^L_{t+j} - r^D_{t+j}\right) + h'\left(\frac{K_{i.t+j}}{L_{i.t+j}}\right) - L_{i.t+j-1} f'\left(\frac{L_{i.t+j} - L_{i.t+j-1}}{L_{i.t+j-1}}\right)\right]$$
$$= E_t\left[-b\, L_{i.t+j} f'\left(\frac{L_{i.t+j+1} - L_{i.t+j}}{L_{i.t+j}}\right) - bf\left(\frac{L_{i.t+j+1} - L_{i.t+j}}{L_{i.t+j}}\right)\right] \qquad (۶)$$

اگر در رابطه (۶) رابطه‌های (۷)، (۸) و (۹) را به صورت ذیل جایگزین کنیم:

$$h'\left(\frac{K_{i.t+j}}{L_{i.t+j}}\right) = \Phi\left(log\left(\frac{K_{i.t+j}}{L_{i.t+j}}\right)\right) \qquad (۷)$$

$$- L_{i.t+j-1} f'\left(\frac{L_{i.t+j} - L_{i.t+j-1}}{L_{i.t+j-1}}\right) = \psi\left(\Delta log\left(L_{i.t+j}\right)\right) \qquad (۸)$$

---

[۱]. برای اطلاعات بیشتر می‌توان به (Diamond, 1984 & Sharpe, 1990) مراجعه نمود.

[2]. Economies of Scale

با افزایش وام‌ها اندازه ترازنامه بانک‌ها بزرگتر می‌شود، که افزایش اندازه بانک با افزایش هزینه‌ها همراه است و ناگزیر عدم بازده اقتصاد مقیاس اتفاق خواهد افتاد.

[3]. Berger (1993)

[4]. Non-specified Convex Function

$$-b\ \mathrm{L_{i.t+j}}\ f' \quad \left(\frac{\mathrm{L_{i.t+j+1}}-\mathrm{L_{i.t+j}}}{\mathrm{L_{i.t+j}}}\right) - bf\left(\frac{\mathrm{L_{i.t+j+1}}-\mathrm{L_{i.t+j}}}{\mathrm{L_{i.t+j}}}\right) = \gamma\left(\Delta log\left(L_{i.t+j+1}\right)\right) \quad (۹)$$

در نهایت، معادله اویلر را در فرم لگاریتمی زیر می‌توان نمایش داد:

$$E_t\left[\Delta \log\left(L_{i.t+j+1}\right)\right] = E_t\left[\beta_1 \Delta \log\left(L_{i.t+j}\right) + \beta_2\left(r^L_{t+j} - r^D_{t+j}\right) + \beta_3 \log\left(\frac{K_{i.t+j}}{L_{i.t+j}}\right)\right] \quad (۱۰)$$

در ادامه رابطه (۱۰) به صورت تجربی برآورد می‌شود.

۳- پیشینه موضوع

در این قسمت، به بررسی مطالعاتی پرداخته می‌شود که در خصوص پژوهش حاضر صورت گرفته است. باید بیان داشت در سطح بین‌المللی مطالعات مختلفی به بررسی ارتباط میان تزریق سرمایه دولت و عملکرد بانک‌ها و به‌طور خاص رفتار وام‌دهی بانک‌ها پرداخته‌اند، اما در ایران تاکنون مطالعه‌ای در این زمینه صورت نگرفته است. به همین منظور ابتدا به بیان مطالعات خارجی و سپس به بیان مرتبط‌ترین مطالعات داخلی با مطالعه حاضر پرداخته می‌شود.

مطالعات خارجی در ارتباط با تحقیق حاضر را می‌توان به ۳ رشته از مطالعات تقسیم نمود. اولین رشته مطالعاتی است که به بررسی اثر تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها پرداخته‌اند. برای مثال مونتگومری و شیمیزوتانی (۲۰۰۹) اثربخشی سیاست کمک‌های دولت ژاپن را به بانک‌های این کشور در سال‌های ۱۹۹۷ و ۱۹۹۸ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند از آن‌جا که تزریق سرمایه به بانک‌های بین‌المللی چندین برابر بیشتر از تزریق سرمایه به بانک‌های داخلی بوده، تزریق سرمایه به بانک‌های بزرگ بین‌المللی، مؤثرتر از تزریق سرمایه به بانک‌های داخلی بوده است. همچنین آن‌ها نشان دادند که تزریق سرمایه باعث افزایش نسبت کفایت سرمایه[۱]، افزایش وام‌دهی به شرکت‌های کوچک و متوسط و کاهش مطالبات معوق شده است. همچنین لی[۲] (۲۰۱۳) در پژوهشی با استفاده از داده‌های فصلی بانک‌های ایالات متحده طی بازه زمانی

[۱]. نسبت کفایت سرمایه حاصل تقسیم سرمایه پایه به مجموع دارایی‌های موزون شده به ضرایب ریسک بر حسب درصد می‌باشد (رضائی، ۱۳۹۲).

[2]. LI (2013)

۲۰۰۹-۲۰۰۸ در بررسی تأثیر (TARP) بر عرضه اعتبار نشان داد که برنامه (TARP) باعث افزایش وام‌های بانکی با نرخ سالانه ۶/۳۶ درصد برای بانک‌هایی که سرمایه رده۱[1] آن‌ها پایین‌تر از حد متوسط بود، شده است. این افزایش در تمام انواع وام‌ها مشاهده می‌شد و به طور کلی باعث افزایش وام‌ها به میزان ۴۰۴ میلیارد وام اضافی برای تمام بانک‌های دریافت‌کننده وجوه (TARP) شد.

در این میان مطالعاتی نشان‌دهنده اثر منفی تزریق سرمایه بر وام‌دهی بانک‌ها است. برای مثال اوسادا[2] (۲۰۱۰) با بررسی بانک‌های ژاپنی در سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰، نشان داد که تزریق سرمایه یک اثر منفی بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها دارد. زیرا با تزریق سرمایه بانک‌هایی که تحت مقررات بین‌المللی هستند، نسبت به کفایت سرمایه خود حساس می‌شوند و بدین جهت وام‌دهی خود را کاهش می‌دهند. در طرف مقابل بانک‌های داخلی که تحت تأثیر مقررات بین‌المللی نبودند و ملزم به رعایت استانداردهای بین‌المللی نبودند، تزریق سرمایه باعث کاهش فعالیت‌های وام‌دهی این بانک‌ها نشد. همچنین مطالعه مونتگومری و تاکاهاشی[3] (۲۰۱۴) در بررسی اثر بخشی سیاست‌های افزایش سرمایه بانک‌ها در ایالات متحده؛ برنامه(TARP)، در سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۱، بیان‌گر آن بود که برنامه (TARP) به هدف تعیین شده برای افزایش وام‌دهی بانک‌ها دست نیافت. بر عکس شواهدی وجود داشت که این بانک‌ها، رشد دارایی‌ها به‌ویژه رشد دارایی‌های موزون شده به ریسک بالا مانند وام‌ها را به‌طور قابل‌توجهی کاهش دادند. همچنین مطالعه ناکاشیما[4] (۲۰۱۵) در بررسی دو تزریق سرمایه دولتی ژاپن طی سال‌های ۱۹۹۸ و ۱۹۹۹ نشان داد که این برنامه به هدف خود برای افزایش وام‌دهی به طور مناسب دست نیافته است گرچه بر شاخص‌های دیگر مانند ریسک تأثیرگذار بوده است.

---

[1]. کمیته بازل سرمایه را به دو رده تقسیم می‌کند: سرمایه رده ۱ (Tier 1) که سرمایه اصلی است و به طور عمده از سهام عادی و سود انباشته تشکیل می‌شود و سرمایه رده ۲ (Tier 2) که سرمایه تکمیلی است و شامل ذخایر برای پوشش زیان‌ها و وام‌های آینده، ذخیره تجدید ارزیابی و ابزارهای مختلط (منظور از ابزارهای مختلط اوراق دو منظوره مانند اوراق قرضه یا مشارکت منتشر شده توسط بانک و قابل تبدیل به سهام است) می‌شود. علاوه بر این، بدهی تبعی با سررسید بیشتر از ۵ سال به‌عنوان سرمایه رده ۲ شناخته می‌شود (رضائی، ۱۳۹۷).

[2]. Osada (2010)

[3]. Montgomery &Takahashi (2014)

[4]. Nakashima (2015)

با این حال گیانتی و سیمونو[1] (۲۰۱۳) با بهره‌گیری از بحران ژاپن در دهه ۱۹۹۰، بیان می‌کنند که اگر چه تزریق سرمایه به طور کلی باعث افزایش وام‌دهی بانک‌ها شد، اما منجر به کاهش وام‌دهی بانک‌های کم سرمایه شد. آنها بیان می‌کنند اندازه تزریق سرمایه بسته به شرایط مالی اولیه بانک‌ها برای موفقیت کمک مالی به بانک بسیار مهم است. تزریق سرمایه‌ای که برای احیای نیازهای سرمایه‌ای بانک کافی باشد، باعث افزایش اعتبار و تسریع سرمایه‌گذاری می‌شود. در مقابل نه تنها تزریق سرمایه‌ای که کم باشد برای افزایش اعتبار شکست می‌خورد بلکه بانک‌ها همچنین در تشویق به وام‌های غیر جاری (NPL) و تسریع سرمایه‌گذاری توسط شرکت‌های زامبی[2] مورد حمایت قرار می‌گیرند.

دومین رشته از مطالعات به بررسی اثر تزریق سرمایه بر سایر شاخص‌های عملکردی بانک‌ها مربوط می‌شود. مطالعات لین و همکاران[3] (۲۰۰۹) و چن و لین[4] (۲۰۱۶) بیان‌گر اثر مثبت تزریق سرمایه دولت بر حاشیه سود و اثر معکوس آن بر ریسک نکول حقوق صاحبان سهام است. مطالعات برگر و رومن[5] (۲۰۱۵)، برگر و همکاران (۲۰۱۵) و برگر و همکاران (۲۰۱۶) نیز بیان‌گر اثر مثبت تزریق سرمایه دولت بر سهم بازاری و قدرت بازاری، مقدار وام‌ها، حاشیه بهره، سررسیدها، وثیقه و ضمانت‌نامه‌های[6] بانک‌ها و اثر معکوس بر ریسک سیستمی است. از طرف دیگر برخی از مطالعات نشان‌دهنده افزایش انگیزه مخاطرات اخلاقی، اعطای وام به وام‌گیرندگان پرریسک و قیمت‌گذاری نامناسب وام پس از تزریق سرمایه دولت است. برای مثال بلاک و هازل وود[7] (۲۰۱۳) دریافتند در حالی که برنامه رهایی از دارایی مشکل‌دار (TARP) در ایالات متحده برای ایجاد ثبات در بخش مالی از طریق افزایش سرمایه بانک‌ها صورت گرفته بود، ریسک در بانک‌های بزرگ دریافت‌کننده وجوه (TARP) افزایش و در بانک‌های کوچک کاهش یافت. همچنین سطوح وام نیز در جهت‌های مختلف برای بانک‌های بزرگ و کوچک حرکت کرد، که افزایش ریسک بدون افزایش وام‌دهی برای بانک‌های بزرگ نشان‌دهنده مخاطرات اخلاقی ناشی از حمایت دولت

---

1. Giannetti & Simonov (2013)

۲. شرکت زامبی: اصطلاحی برای شرکت‌هایی است که تعطیل شده‌اند و دیگر فعالیت‌های خود را انجام نمی‌دهند اما همچنان کارمندان خود را در شرکت حفظ کرده‌اند.

3. Lin (2009)
4. Chen & Lin (2016)
5. Berger & Roman (2015)
6. Covenant
7. Black & Hazelwood (2013)

می‌باشد. علاوه بر این داچین و ساسیورا[1] (۲۰۱۴) در بررسی تأثیر (TARP) بر ریسک‌پذیری بانک‌ها دریافتند بانک‌هایی که کمک مالی دریافت می‌کنند وام‌های پرریسک‌تری را اعطا می‌کنند و دارایی‌ها را به اوراق بهادار پرریسک تبدیل می‌نمایند. از طرفی چانگ و تسای[2] (۲۰۱۳) به بررسی حاشیه سود و ریسک نکول بانک تحت تزریق سرمایه دولت پرداختند. آن‌ها نشان دادند که با تزریق سرمایه دولت، احتیاط بانک‌ها کم می‌شود و ریسک بیش‌تری می‌پذیرند که باعث کاهش حاشیه سود و افزایش ریسک نکول در بانک می‌شود و در نتیجه بر ثبات سیستم بانکی تأثیر منفی می‌گذارد. مطالعه لین و همکاران (۲۰۱۳) نیز نشان می‌دهد که با تزریق سرمایه دولت، بانک‌ها به وام‌دهی با سود کم ملزم می‌شوند که باعث افزایش ریسک نکول حقوق صاحبان سهام می‌شود. مطالعه هریس و همکاران[3] (۲۰۱۳) نیز نشان‌دهنده اثر منفی تزریق سرمایه دولت بر کارایی بانک‌ها است.

سومین رشته از مطالعات به بررسی اثر نسبت سرمایه و سایر عوامل مؤثر بر وام‌دهی مرتبط هستند. ادبیات تجربی اولیه در مورد ارتباط سرمایه و وام‌دهی بانک‌ها، عمدتاً به دلایل و عواقب بحران اعتباری اواخر دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰ و تصویب موافقت‌نامه بازل I[4] پرداختند. اکثر این مطالعات مانند مطالعات برنانکه و همکاران[5] (۱۹۹۱)، هانکوک و ویلکاس[6] (۱۹۹۳) رابطه‌ای مستقیم بین سرمایه و وام‌دهی دریافتند، در واقع این مطالعات بیان‌گر آن بود که الزامات سرمایه مبتنی بر ریسک باعث کاهش وام‌دهی و بحران اعتباری شده است. مطالعه ایتو و ساساکی[7] نیز بیان‌کننده آن است که بانک‌های با نسبت سرمایه پائین‌تر تمایل به صدور بدهی تبعی بیشتر و کاهش وام‌دهی دارند. در این میان یک استثناء مطالعه برگر و اودل[8] (۱۹۹۴) است که با استفاده از داده‌های سطح بانکی تأثیرات بسیار محدودی از نسبت سرمایه مبتنی بر ریسک بر نرخ رشد وام‌ها دریافتند.

---

1. Duchin & Sosyura (2014)
2. Chang & Tsai (2013)
3. Harris (2013)

[4] موافقت‌نامه بازل I در جولای ۱۹۸۸ برای ایجاد یک حداقل سرمایه برای بانک‌ها و شناسایی مسائل مربوط به «ریسک اعتباری» ایجاد شد و بیان می‌کند که سرمایه بانک باید حداقل ٪۸ کل دارایی‌های موزون شده به ریسک باشد (رضائی، ۱۳۹۷).

5. Bernanke (1991)
6. Hancock & Wilcox (1993)
7. Ito & Sasaki (2002)
8. Berger & Udell (1994)

مطالعات دیگر توجه خود را به تفکیک تأثیر سرمایه بانکی بر وام از عوامل طرف تقاضا معطوف کردند. در واقع یکی از مسائل کلیدی در تعیین این‌که آیا سرمایه بانکی بر عرضه وام‌های بانکی اثر می‌گذارد کنترل تغییرات در سمت تقاضا است. نگرانی آن است که همان مسائلی که از کاهش در سرمایه بانکی نتیجه می‌شود تقاضا برای وام‌های بانکی را نیز کاهش می‌دهد و بنابراین ارتباطی جایگزین بین سرمایه بانک و وام‌دهی بانک ایجاد می‌کند. چنین ارتباطی تعیین اندازه و اهمیت هر رابطه‌ای را دشوار می‌سازد. بر این اساس مطالعاتی به شناسایی شوک‌های برون‌زا[1] بر سطح سرمایه پرداختند، مانند مطالعه پیک و روزنگرن[2](۱۹۹۷، ۲۰۰۰) که اثر کاهش چشمگیر در بازار سهام ژاپن در اواخر دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰ و نامساعد شدن وضعیت بانکداری ژاپن را بر بازار املاک و مستغلات ایالات متحده بررسی کردند.

از میان مطالعاتی که سایر عوامل مؤثر بر وام‌دهی را بررسی کردند و به مطالعه حاضر مرتبط می‌باشند می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد:

میکو و پانیزا[3] (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های بانک‌های شیلی دریافتند که بانک‌های با مالکیت دولتی نسبت به بانک‌های خصوصی در اعطای وام کمتر به شوک‌های اقتصاد کلان واکنش نشان می‌دهند. هوسونا و میاکاوا[4] (۲۰۱۴) در بررسی اثر چرخه‌های تجاری و سیاست پولی بر عرضه وام نشان دادند که بانک‌های با نقدینگی و یا سرمایه بیشتر، تمایل به اعطای وام بیشتری به مشتریان خود دارند مخصوصاً زمانی که رشد اقتصادی پائین است میزان اثر سرمایه و نقدینگی بر عرضه وام بسیار قابل ملاحظه است. برتای و همکاران[5] (۲۰۱۵) نیز در مطالعه خود در بررسی مالکیت بانک و اعتبار در چرخه‌های تجاری دریافتند بانک‌های دولتی نسبت به بانک‌های خصوصی در اعطای وام کمتر چرخه‌ای عمل می‌کنند و حتی در کشورهای با درآمد بالا بانک‌های دولتی ضد چرخه‌ای عمل می‌کنند. این نتایج بیان‌گر آن بود که بانک‌های دولتی می‌توانند در چرخه‌های تجاری و همچنین در طول دوره‌های عدم ثبات مالی در ایجاد ثبات اعتبار نقش داشته باشند.

در میان مطالعات داخلی، شاهچرا و طاهری (۱۳۹۵) به بررسی ضرورت افزایش سرمایه بانک‌ها و تأثیر آن بر قدرت وام‌دهی در ۲۵ بانک کشور در بازه زمانی ۱۳۹۳- ۱۳۸۵ پرداختند. در مطالعه

---

1. Exogenous Shocks
2. Peek & Rosengren (1997, 2000)
3. Micco & Panizza (2006)
4. Hosono & Miyakawa (2014)
5. Bertay (2015)

آن‌ها برای محاسبه افزایش سرمایه از تجمیع آورده نقدی سهام‌داران و مازاد تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت و برای خلق نقدینگی از شاخص خلق نقدینگی برگر استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده اثر مثبت و معنی‌دار افزایش سرمایه بر خلق نقدینگی شبکه بانکی کشور است. سایر مطالعات داخلی به بررسی اثر نسبت سرمایه یا نسبت کفایت سرمایه بر وام‌دهی بانک‌ها پرداخته‌اند که برخی از آن‌ها رابطه‌ای مثبت را نشان می‌دهند، برای مثال عباسیان و همکاران (۱۳۹۸)، در بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری بانک‌ها در وام‌دهی با توجه به نقش کفایت سرمایه نتیجه گرفتند که کفایت سرمایه اثر مثبت و میزان سرمایه‌گذاری بانک‌ها اثر منفی بر وام‌دهی آن‌ها دارد، علاوه بر این افزایش نسبت کفایت سرمایه باعث کاهش اثر منفی سرمایه‌گذاری در وام‌دهی می‌شود. برخی از مطالعات نیز نشان‌دهنده رابطه‌ای منفی میان نسبت سرمایه و وام‌دهی هستند. شاهچرا و کشیشیان (۱۳۹۳) دریافتند تمرکز، نسبت سرمایه و اندازه دارای اثر منفی و نسبت نقدینگی دارای اثر مثبت بر وام‌دهی بانک‌ها است. در مطالعه‌ای دیگر مهرآرا و همکاران (۱۳۹۵) نیز دریافتند در رژیم‌های انقباضی پولی، مازاد سرمایه اثر منفی بر تسهیلات بانکی دارد و قدرت تسهیلات‌دهی بانک‌ها را محدود می‌سازد اما در رژیم‌های پولی انبساطی این تحدید کمتر است.

احمدیان (۱۳۹۲) نیز در ارزیابی شاخص‌های سلامت بانکی در بانک‌های ایرانی با بررسی اجزای کفایت سرمایه نشان داد در اغلب بانک‌هایی که با افزایش کفایت سرمایه مواجه بوده‌اند، رشد دارایی‌های بدون ریسک (مجموع دارایی‌های نقد، مطالبات از بانک مرکزی و مطالبات از بانک‌ها) بیشتر از رشد دارایی‌های ریسکی (اعتبارات اعطایی) بوده است.

از طرفی مطالعه اسفندیاری و خوشنود (۱۳۹۳) در بررسی اثر کفایت سرمایه برکانال وام‌دهی بانک‌های دولتی و خصوصی بیان‌گر آن بود که هر چند سرمایه بانک در قالب نسبت کفایت سرمایه در تصمیم وام‌دهی مؤثر است اما نتیجه‌ای دال بر تأیید نقش سرمایه بانک درکانال وام‌دهی بانکی از منظر تضعیف اثر سیاست پولی یافت نشد. مؤمنی و همکاران (۱۳۹۳) نیز در پژوهشی دریافتند که تورم بر میزان وام‌دهی بانک‌ها مؤثر است اما متوسط کفایت سرمایه رابطه‌ای با میزان وام‌دهی بانک‌ها ندارد.

باید اشاره داشت برخی از مطالعات نیز به بررسی سایر عوامل موثر بر کانال وام‌دهی بانک‌ها پرداخته‌اند. برای مثال مطالعه حسن‌نیا و گلی (۱۳۹۳) نشان می‌دهد که تغییرات عرضه کل پول و نرخ تورم در بلندمدت دارای تأثیر معکوس و نوسانات سیکل‌های تجاری و تغییرات نرخ ارز دارای تأثیر مستقیم بر رفتار وام‌دهی بانک مسکن است.

در یک جمع‌بندی می‌توان گفت که این مطالعات به بررسی عوامل مؤثر بر وام‌دهی در سطح بانک، صنعت بانکی و اقتصاد کلان پرداخته‌اند اما متغیری که در تمام مطالعات بدون بررسی باقی مانده است تزریق سرمایه دولت می‌باشد که یکی از دلایل این امر می‌تواند مشکل دسترسی به داده‌های این متغیر باشد.

۴- مدل تجربی

بر اساس مدل نظری بیان شده و با جای‌گذاری شرایط انتظاری در معادله اویلر[1] لگاریتمی خطی (۱۰) با ارزش‌های واقعی بازده‌ها، مدل زیر برای بررسی اثر تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی ایجاد می‌شود:

$$\Delta \log(L)_{i.(t.t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \log(L)_{i.(t.t-1)} + \beta_0 GCAPINJ_{i.t} + \beta_1 \mathrm{CAP}_{i.t} + \gamma_0 (r_L - r_D)_{i.t} + \gamma_1 BC + \varepsilon_{i.t+1} \quad (۱۱)$$

در اینجا $\varepsilon_{i.t+1}$ جمله خطای انتظارات عقلایی می‌باشد که به‌صورت سریالی ناهمبسته و متعامد به اطلاعات موجود در زمان t می‌باشد.

باید اشاره داشت در صورتی که مدل رگرسیون مورد تحلیل در برگیرنده یک یا چند عنصر باوقفه از متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی باشد، در آن صورت مدل را مدل خودرگرسیونی یا مدل دینامیک (پویا) می‌نامند. بنابراین معادله (۱۱) یک مدل پویای زمانی را نشان می‌دهد، لذا برای برآورد آن از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] (GMM) استفاده می‌گردد. این مدل قابل استفاده برای داده‌های سری زمانی، مقطعی و داده‌های تابلویی است. باید اشاره داشت آندرسون و هسیائو[3] در سال ۱۹۸۱ به دلیل مشکلاتی که در معادلات داده‌های ترکیبی پویا وجود داشت و باعث می‌شد که تأثیرات مشاهده نشده هر مقطع و اثرات ویژه فردی با متغیرهای توضیحی مدل خود همبستگی ایجاد کند، اولین قدم اساسی را برای از بین بردن منشأ این مشکلات یعنی حذف اثرات ویژه هر مقطع برداشتند و مدل 2SLS را پیشنهاد کردند (سلیمی و همکاران،۱۳۹۲). اما به گفته ماتیاس و سوستر[4] (۱۹۹۱)، برآوردکننده 2SLS ممکن است به دلیل انتخاب نادرست متغیرهای ابزاری،

1. Euler Equation
2. Generalized Method of Moments
3. Anderson & Hsiao
4. Matyas & Sevestre (1991)

ضمن ایجاد واریانس‌های بزرگ برای ضرایب، باعث عدم معنی‌داری آماری شود. بنابراین روش GMM برای حل این مشکل پیشنهاد شده است (ذوالقدر و همکاران، ۱۳۹۸).

به طور کلی روش GMM پویا نسبت به روش‌های دیگر دارای مزایایی به شرح زیر است:

۱) حل مشکل درون‌زا بودن متغیرهای توضیحی (گرین[1]، ۲۰۰۳)، ۲) کاهش یا رفع هم‌خطی در مدل و ۳) لحاظ کردن پویایی‌های متغیر مورد بررسی در مدل (بالتاجی، ۲۰۰۸).

دو روش برای برآورد مدل در شیوه GMM پانل دیتای پویا وجود دارد. روش GMM تفاضلی مرتبه اول و روش GMM متعامد. تفاوت این دو روش بر اساس شیوه‌ای است که تأثیرات فردی در مدل گنجانده می‌شود. در شیوه اول از تفاضل و در روش دوم از اختلاف از تعامد استفاده می‌شود. هر چند که روش GMM تفاضلی مرتبه اول نسبت به روش GMM متعامد دارای شهرت بیشتری است اما روش GMM متعامد نسبت به روش GMM تفاضلی دارای مزایایی است که محققان استفاده از آن را ترجیح می‌دهند. از جمله مزایای قابل ذکر آن است که روش GMM متعامد با دقت بیشتر و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه، تخمین‌های کارآمدتر و دقیق‌تری را نسبت به شیوه GMM تفاضلی ارائه می‌کند (بالتاجی، ۲۰۰۸؛ ندیری و محمدی،۱۳۹۰). شیوه اصلی برآورد در این مقاله نیز روش GMM متعامد است.

برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن استفاده از این روش برای برآورد مدل از آزمون سارگان[2] (آماره J-Statistic) استفاده می‌شود که برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد[3] یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار می‌رود.

۴-۱- بررسی متغیرهای مدل

در این بخش به اختصار به بررسی متغیرهای مدل تأثیر تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی[4]، طی بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۹ پرداخته می‌شود[5]. در این مدل متغیرها به شرح ذیل تعریف می‌شود:

---

1. Greene (2003)
2. Sargan Test
3. Valid Over Identifying Restrictions

۴. بانک‌های تجاری؛ سپه و ملی و بانک‌های توسعه‌ای و تخصصی؛ توسعه صادرات، صنعت و معدن، مسکن و کشاورزی

۵. باید اشاره داشت بانک توسعه تعاون طی بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۸ دوبار افزایش سرمایه داشته است (سال ۱۳۹۲، سرمایه این بانک از ۵ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۹۱ به ۵۱۱۴/۹۷۱ میلیارد ریال رسیده است و در سال ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵

۴-۱-۱- متغیر وابسته

لگاریتم تغییر در وام‌دهی بانک ($\Delta \log(L)_{i,(t,t+1)}$): این متغیر از اختلاف وام‌ها در زمان t و t+1 بدست می‌آید. انتظار می‌رود رفتار وام‌دهی بانک از زمانی به زمان دیگر و از بانکی به بانک دیگر با توجه به عوامل مشخصه بانک و همچنین عوامل اقتصاد کلان تغییر نماید (صامتی و همکاران، ۱۳۹۰).

۴-۱-۲- متغیرهای مستقل

۱. وقفه لگاریتم تغییر در وام‌دهی ($\Delta \log(L)_{i,(t,t-1)}$): وقفه متغیر وابسته برای محدود کردن مشکل متغیرهای حذف شده و برای بدست آوردن باقی‌مانده نوفه سفید[1] (یا خطاهای تصادفی) به کار می‌رود (بوریو و گامباکورتا[2]، ۲۰۱۷).

۲. تزریق سرمایه دولت ($GCAPINJ$): منظور از تزریق سرمایه دولت، افزایش سرمایه بانک‌های دولتی توسط دولت است. بر اساس اطلاعات استخراج شده در سال‌های اخیر افزایش سرمایه بانک‌های دولتی عمدتاً از محل مازاد تجدید ارزیابی‌های دارایی‌های ثابت، درآمد حاصل از صادرات نفت، درآمد حاصل از انتشار اوراق مشارکت، تسعیر دارایی‌ها و بدهی‌های ارزی، اندوخته قانونی، ظرفیت قانون بودجه و ... صورت گرفته است (رضائی، ۱۳۹۷). با پیروی از مونتگومری و شیمیزوتانی (۲۰۰۹) شاخص مورد استفاده برای این متغیر مقدار تزریق سرمایه دولت به کل دارایی‌های بانک می‌باشد. در این تحقیق انتظار بر این است با توجه به این‌که یکی از اهداف دولت در تزریق سرمایه به بانک‌های دولتی رفع موانع تولید و افزایش ظرفیت وام‌دهی بانک‌های دولتی بوده است، تزریق سرمایه دولت اثر مثبتی بر وام‌دهی این بانک‌ها داشته باشد.

سرمایه این بانک ۷۹۶۲ میلیارد ریال بوده است) اما با توجه به مشخص نبودن محل افزایش سرمایه و همچنین به دلیل این‌که سال تأسیس آن سال ۱۳۸۸ بوده است و با نمونه مورد بررسی همخوانی ندارد این بانک در تحقیق وارد نشد. همچنین پست بانک نیز از سال ۱۳۸۱ تا سال ۱۳۹۴، ۳۲۳۲/۴۵۱ میلیارد ریال افزایش سرمایه داشته است که ۲ بار از محل تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بوده است (به میزان ۲۹۵۷/۰۵۴ میلیارد ریال) و ۲ بار از محل اندوخته سرمایه‌ای (به میزان ۲۷۵/۳۹۷ میلیارد ریال)، اما با توجه به موجود نبودن اطلاعات این بانک در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ این بانک نیز در تحقیق وارد نشد. همچنین بانک قرض‌الحسنه مهر ایران نیز با توجه به این‌که سرمایه آن از سال تأسیس که ۱۵ هزار میلیارد ریال بوده است و تا پایان ۱۳۹۶ بدون تغییر باقی مانده است، این بانک نیز در تحقیق وارد نمی‌شود اگرچه از سال ۱۳۹۲ این بانک در شمار بانک‌های دولتی نیز محسوب نمی‌شود.

1. White Noise Residuals
2. Borio & Gambacorta (2017)

۴-۱-۳- متغیرهای کنترلی

۱. لگاریتم نسبت کفایت سرمایه ($LOGCAP$): بسیاری از مطالعات بیان‌گر آن است که بانک‌هایی که بر پایه توافق‌نامه سرمایه بال ۱ از سرمایه کافی برای پوشش دارایی‌های موزون شده به ریسک خود برخوردار نبودند، برای حفظ نسبت سرمایه قانونی مورد نیاز، در کوتاه‌مدت به تغییر ترکیب پرتفوی دارایی‌های خود پرداخته و به دلیل وزن ریسکی کمتر اوراق بهادار در مقایسه با وام، تغییر ترکیب پرتفوی دارایی‌ها از وام به سمت اوراق بهادار را مورد توجه قرار دادند. این امر تا حدودی تمایل بیشتر بانک‌ها به حضور در بازار اوراق بهادار به جای فعالیت در بازار اعتبار را در شرایط اندک بودن سرمایه بانک به خوبی تفسیر می‌نماید و بر پایه بسیاری از مطالعات فرایند فوق به نحو مناسبی توضیح دهنده رفتار آربیتراژی سرمایه قانونی بانک‌ها پس از به‌کارگیری توافق‌نامه سرمایه بال یک است (خوشنود و اسفندیاری، ۱۳۹۳). همچنین بانک‌هایی که از وضعیت سرمایه مناسبی برخوردار باشند قادر خواهند بود زیان‌ها را بدون کاهش دارایی‌ها و از این رو بدون کاهش وام‌ها جبران کنند. به دلیل منتشر نشدن کفایت سرمایه بانک‌های دولتی از شاخص جایگزین آن یعنی نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها استفاده می‌شود.

۲. نرخ حاشیه سود وام‌ها و سود سپرده‌ها ($r_L - r_D$): برای این متغیر از شاخص (بهره دریافتی از وام‌ها به کل وام‌ها) منهای (بهره پرداختی به سپرده‌ها به کل سپرده‌ها استفاده می‌شود (میرزاپورباباجان، ۱۳۸۶). بانک‌ها واسطه‌های مالی هستند که با تجهیز منابع پیش‌بینی شده و تخصیص منابع از طریق وام‌های اعطایی در اقتصاد فعالیت می‌کنند. بدیهی است که هر چه تفاوت نرخ سود دریافتی از وام‌ها و نرخ سود پرداختی به سپرده‌گذاران افزایش یابد تمایل بانک‌ها به اعطای وام افزایش می‌یابد. هر چند که اگر تفاوتی منطقی بین این دو نرخ وجود نداشته باشد باعث بروز مشکلات جدی برای بانک می‌شود.

۳. چرخه‌های تجاری (BC): چرخه‌های تجاری به‌عنوان الگوهای تکراری کاهش (رکود اقتصادی) و بهبود (رشد اقتصادی) تعریف می‌شود. یک اقتصاد به طور مرتب دوره‌های انبساط و انقباض را تجربه می‌کند و طول این چرخه‌ها معمولاً نامنظم است. انبساط و انقباض‌های تکراری اقتصاد معمولاً با تولید ناخالص داخلی واقعی سنجیده می‌شود. به‌طور معمول یک چرخه کامل از ۳ تا ۵ سال طول می‌کشد اما می‌تواند به مدت ۱۰ سال یا بیشتر ادامه یابد و معمولاً به چهار مرحله

تقسیم می‌شود: انبساط[۱] (توسعه، رونق، رشد)، بلوغ[۲]، انقباض (کاهش[۳]) و رکود[۴] (آکین بوادی و ماکینا[۵]، ۲۰۰۹).

در این مطالعه به منظور استخراج چرخه‌های تجاری، سری زمانی تولید ناخالص داخلی حقیقی به دو قسمت تجزیه می‌شود. قسمت اول، به روند بلندمدت سری زمانی مربوط است و قسمت دوم به نوسانات چرخه‌ای، یعنی انحرافات از روند بلندمدت بر می‌گردد. تفکیک این اجزا توسط روش فیلتر هادریک پرسکات (HP)[۶] از حداقل کردن مجموع مربع انحرافات سری (Y_t= لگاریتم متغیر مورد نظر) با یک جزء روند (τ_t) به دست می‌آید، که به عنوان شاخص خوبی برازش تلقی می‌شود. این شاخص مقید به مجموع مربعات تفاضل مرتبه‌ی دوم جزء روند است که درجه‌ی هموار[۷] را اندازه‌گیری می‌کند:

$$Min \sum_{t=1}^{T}(Y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1}[(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \qquad (۱۲)$$

پارامتر λ در این مطالعه پارامتر هموارسازی[۸] نامیده می‌شود. با افزایش این ضریب خطی، سری مورد مطالعه هموارتر می‌شود، ولی وقتی λ برابر با صفر انتخاب شود، $Y_t = \tau_t$ است و سیکل برای تمامی Tها صفر است و جزء روند به طور مشخص همان سری زمانی مشاهده شده است. اگر λ به سمت بی‌نهایت میل کند، در این صورت جزء روند به سمت یک روند خطی گرایش پیدا می‌کند (طیب‌نیا و قاسمی، ۱۳۸۹). λ برای داده‌های فصلی ۱۶۰۰ و برای داده‌های سالانه ۱۰۰ می‌باشد.

در اینجا باید اشاره داشت برای کنترل اثرات اقتصادکلان مثل چرخه‌های تجاری، بانک‌ها به طور معمول در حین رونق رشد چشمگیری در میزان وام‌دهی دارند، در حالی که افزایش اعتبار در طول رکود اقتصادی محدود می‌شود، زیرا ارزش هر وثیقه ارائه شده برای وام (املاک و مستغلات، ماشین‌آلات و غیره) کاهش می‌یابد (اندرسون و همکاران[۹]، ۱۹۹۹). اما این موضوع در بانک‌های دولتی با توجه به نقش رفیع آن‌ها در نظام‌های اقتصادی می‌تواند متفاوت باشد. بانک‌های دولتی در

---

1. Expansion
2. Peak
3. Contraction
4. Trough
5. Akinboade & Makina (2009)
6. Hadryk Prescott Filter
7. Degree of Smoothness
8. Smoothing Parameter
9. Andersen (1999)

زمان بحران‌های مالی، می‌توانند مفید واقع شوند زیرا این بانک‌ها صرفاً به فکر حداکثرسازی سود نبوده و سایر مسائل از جمله اهداف رفاهی و اجتماعی را نیز در نظر دارند.

۵- نتایج تخمین مدل

نخست قبل از برآورد مدل و ارائه نتایج، بررسی‌های توصیفی و آزمون پایایی مربوط به متغیرهای حاضر در مدل تحقیق در سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۹ ارائه می‌شود[۱].

۵-۱- بررسی توصیفی

در این قسمت ابتدا آمار توصیفی ارائه می‌شود. از آن‌جا که آگاهی از آمارهای توصیفی به عنوان گامی جهت درک اطلاعات کلی در مورد وضعیت توزیع متغیرها به شمار می‌رود، در جدول ۱ مشخصه‌های مرکزی توزیع شامل؛ میانگین و میانه، بیشینه و کمینه و داده‌ها و همچنین از میان مشخصه‌های پراکندگی انحراف معیار و از میان مشخصه‌های پراکندگی نسبی چولگی و کشیدگی برای متغیرهای مستقل و وابسته مربوط به ۶ بانک دولتی در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۹ با استفاده از نرم افزار E-views محاسبه شده است. با توجه به جدول، نکات مورد توجهی که می‌توان به آن‌ها اشاره کرد عبارتند از این‌که میانگین رشد وام‌دهی بانک‌های دولتی در هر سال نسبت به سال قبل ۱۰ درصد بوده است. همچنین ملاحظه می‌شود که میزان تزریق سرمایه دولت به طور متوسط یک درصد دارایی‌های بانک در هر سال بوده است و ضریب کشیدگی این متغیر نشان‌دهنده پراکندگی کم داده‌های این متغیر است که حکایت از آن دارد که توزیع این متغیر از توزیع نرمال بلندتر بوده و داده‌ها حول میانگین متمرکزتر بوده‌اند. در توضیح علت آن می‌توان گفت تزریق سرمایه موردی نیست که هر سال رخ داده باشد (یعنی در برخی از سال‌ها صفر بوده است) و در سال‌هایی هم که رخ داده نسبت به دارایی‌های بانک اندک بوده است. علاوه بر این ملاحظه می‌شود که حاشیه نرخ سود بانک‌های دولتی به طور متوسط ۴ درصد بوده است و باز هم کشیدگی این متغیر نشان‌دهنده پراکندگی بسیار کم داده‌های این متغیر است. در حال حاضر نرخ‌های سود علی‌الحساب سپرده‌های بانکی و حداقل نرخ سود مورد انتظار تسهیلات بانکی بنا بر مفاد قانون عملیات بانکی بدون ربا

---

[۱]. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از گزارش‌های عملکرد منتشر شده توسط مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران استخراج شده‌اند.

توسط شورای پول و اعتبار تعیین می‌شود که معطوف به ساز و کار بازار و مبتنی بر عرضه و تقاضا نمی‌باشد، در واقع این نرخ‌ها با ملاحظه بازدهی اقتصادی در بخش واقعی و با نگاه حمایتی از بخش‌های اقتصادی تعیین می‌شود و عملاً غیر قابل انعطاف‌اند.

جدول ۱: آمار توصیفی مدل تأثیر تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی

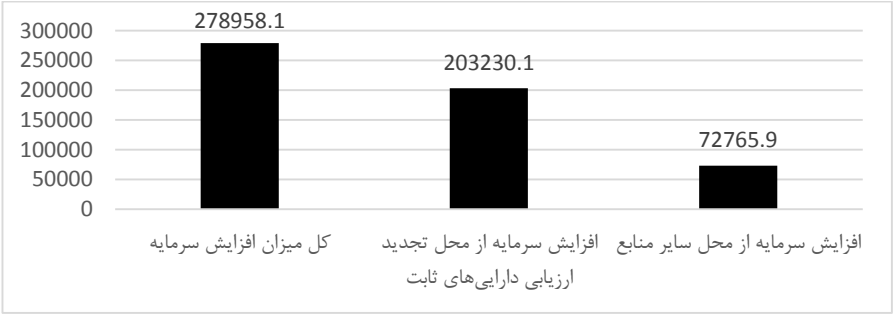
Variable	مشاهدات	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
$\Delta \log(L)_{i,(t,t+1)}$	۹۶	۰/۱۰۳	۰/۰۹۸	۰/۴۲۲	−۰/۰۴۹	۰/۰۷۳	۰/۷۵۰۲	۵/۶۳۴۶
GCAPINJ	۹۶	۰/۰۱۷۶	۰/۰۰۰۰	۰/۳۷۷۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۶۰۳	۴/۴۰۲۸	۲۲/۶۵۶۷
LOGCAP	۹۶	−۱/۰۳۲۸	−۱/۱۵۸۹	−۰/۲۴۷۱	−۱/۸۷۵۳	۰/۴۲۵۱	۰/۳۰۷۴	۱/۸۹۸۱
$r_L - r_D$	۹۴	۰/۰۴۵۴	۰/۰۴۲۹	۰/۳۷۷۶	−۰/۰۳۷۰	۰/۰۴۹۵	۳/۵۴۵۲	۲۳/۸۳۵۹
BC	۹۶	−۰/۰۳۳۸	−۰/۰۳۹۱	۰/۰۴۴۱	−۰/۱۰۳۳	۰/۰۳۹۶	۰/۲۳۵۳	۲/۲۳۹۱

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به این‌که بانک‌های دولتی در کشور از جایگاه ویژه‌ای برخوردار هستند در ادامه این بخش به ارائه آمارهایی در مورد این بانک‌ها و مقایسه آن‌ها با بانک‌های خصوصی پرداخته می‌شود.

۵-۱-۱- بررسی میزان تزریق سرمایه دولت در بانک‌های دولتی طی بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۹

در این قسمت نخست آمار تزریق سرمایه دولت در بانک‌های دولتی ارائه شده است.

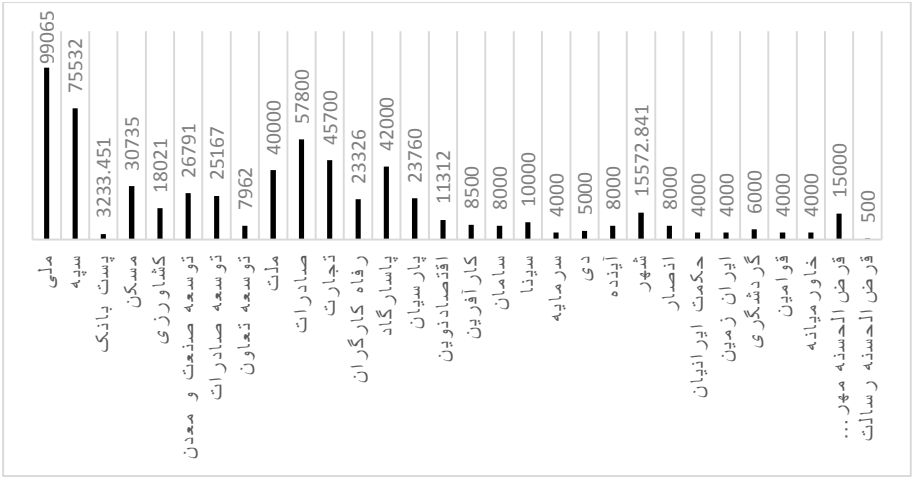


منبع: محاسبات تحقیق

شکل ۱: تزریق سرمایه دولت در بانک‌های دولتی (میلیارد ریال)

همان‌گونه که در شکل ۱ نشان داده شده است کل میزان تزریق سرمایه دولت در بانک‌های دولتی در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۹، ۲۷۸۹۵۸ میلیارد ریال بوده است که از این میزان، ۲۰۳۲۳۰ میلیارد ریال از محل مازاد تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت، و مبلغ ۷۲۷۶۵/۹ میلیارد ریال از محل سایر

منابع[1] بوده است[2]. لازم به ذکر است که در این تحقیق، افزایش سرمایه از محل مازاد تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت وارد نشده است و صرفاً افزایش سرمایه از محل سایر منابع لحاظ شده است. باید اشاره داشت با توجه به موجود نبودن اطلاعات بانک‌های توسعه تعاون و پست بانک در بازه زمانی مورد نظر، آمار این دو بانک صرفاً در محاسبه افزایش سرمایه وارد شده است اما در نمونه این تحقیق بررسی نمی‌شوند.



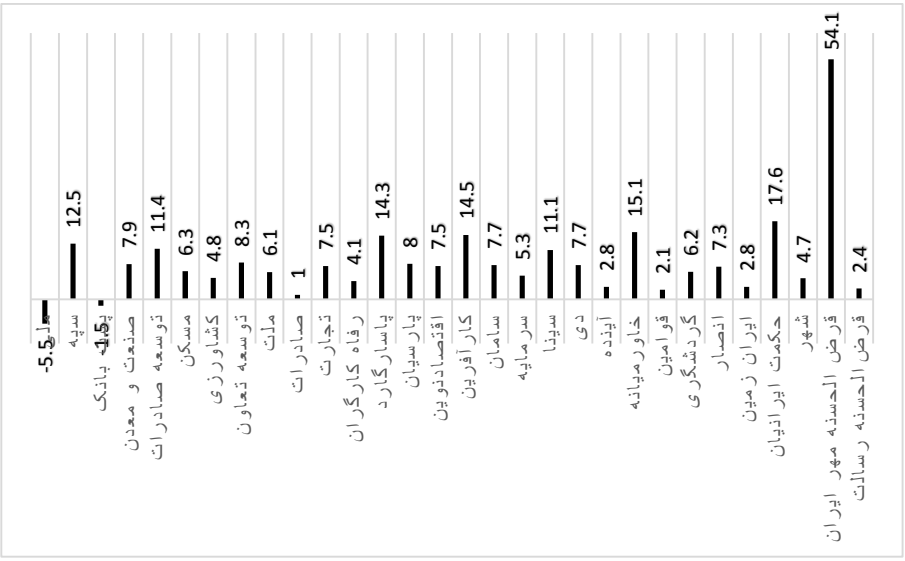
منبع: محاسبات تحقیق، استخراج شده از صورت‌های مالی بانک‌ها ارسال شده به بانک مرکزی)

شکل ۲: سرمایه در پایان سال ۱۳۹۴ (میلیارد ریال)

در شکل ۲ میزان سرمایه کلیه بانک‌های کشور اعم از دولتی و خصوصی مشخص شده است. بانک ملی (با سرمایه ۹۹۰۶۵ میلیارد ریال)، بانک سپه (با ۷۵۵۳۲ میلیارد ریال) و بانک صادرات (با ۵۷۸۰۰ میلیارد ریال) به ترتیب بیشترین سرمایه را دارا هستند.

[1]. منظور از سایر منابع، درآمد حاصل از انتشار اوراق مشارکت، تسعیر دارایی‌ها و بدهی‌های ارزی، درآمد حاصل از صادرات نفت، اندوخته سرمایه‌ای و ظرفیت قانون بودجه و ... در هر سال می‌باشد.

[2]. در اینجا باید اشاره داشت بانک توسعه تعاون در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۸ دو بار در مجموع به میزان ۲۹۶۲ میلیارد ریال افزایش سرمایه داشته است که با توجه به مشخص نبودن محل افزایش سرمایه، این مبلغ در محاسبه کل افزایش سرمایه وارد شده است اما در تقسیم‌بندی افزایش سرمایه از محل مازاد تجدید ارزیابی و افزایش سرمایه از محل سایر منابع وارد نمی‌شود.



منبع: بانک مرکزی

شکل ۳: نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها در پایان سال ۱۳۹۴

همچنین با توجه به شکل ۳، در سال ۱۳۹۴ پایین‌ترین میزان کفایت سرمایه را به ترتیب بانک ملی (۵/۵ - درصد)، پست بانک (۱/۵- درصد) و بانک صادرات (۱ درصد) دارا هستند. در میان بانک‌های دولتی بانک سپه با (۱۲/۵ درصد)، توسعه صادرات با (۱۱/۴ درصد) و توسعه تعاون با (۸/۳ درصد) بیشترین میزان کفایت سرمایه را دارا هستند و کفایت سرمایه سایر بانک‌های دولتی از نسبت استاندارد (۸ درصد) ارائه شده توسط کمیته بازل کمتر است[1]. در میان بانک‌های خصوصی نیز بانک پاسارگاد (۱۴/۳ درصد)، بانک کارآفرین (۱۴/۵ درصد)، حکمت ایرانیان (۱۷/۵ درصد) و قرض‌الحسنه مهر ایران (۵۴/۱ درصد) از نسبت کفایت سرمایه مناسبی برخوردارند و سایر بانک‌ها دارای نسبت کفایت سرمایه استاندارد کمیته بازل نمی‌باشند.

۵-۲- بررسی پایایی متغیرها

یک متغیر پایاست در صورتی که اگر شوکی به آن وارد شود، اثر آن با گذشت زمان از بین برود. ناپایایی متغیرها چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه داده‌های تلفیقی باعث بروز مشکل

[1]. البته گفتنی است که کمیته بازل در موافقت‌نامه بازل (III)، بانک‌ها را ملزم کرده است که سرمایه‌ای معادل ۱۲/۵ درصد دارایی‌های موزون شده به ریسک داشته باشد.

رگرسیون کاذب می‌شود. منظور از رگرسیون کاذب این است که همه ضرایب آن معنی‌دار و دارای R^2 بالایی است اما در واقعیت این‌گونه نیست. در این میان باید توجه داشت که انجام این آزمون در داده‌های پانل بستگی به میزان سال‌ها و دوره زمانی دارد و اغلب اندیشمندان حداقل ۱۵ سال را برای آزمون پایایی بیان می‌دارند اما برخی دوره‌های زمانی کمتری را نیز بیان می‌کنند. پنج آزمون؛ ۱- لوین، لین و چو[1] ۲- ایم، پسران و شین[2] ۳- آزمون فیشر دیکی فولر تعمیم یافته[3] ۴- آزمون فیشر- فیلیپس پرون[4] و ۵- هادری[5] برای آزمون ریشه واحد در داده‌های پانل مورد استفاده قرار می‌گیرد. فرضیه صفر در تمامی این آزمون‌ها به جز هادری بیانگر ناپایایی است. بنابراین با رد فرضیه H_0، ناپایایی یا ریشه واحد رد می‌شود. در این تحقیق برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چو استفاده می‌شود و نتایج آن در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: بررسی پایایی متغیرهای مدل تأثیر تزریق سرمایه دولت بر وام‌دهی بانک‌های دولتی

متغیر	درسطح – بدون عرض از مبدأ	در سطح – با عرض از مبدأ	در سطح- با عرض از مبدأ و روند	درجه پایایی
$\Delta \log(L)_{i,(t,t+1)}$	-۳/۶۹۱۳۲ (۰/۰۰۰۱)	-	-	I(۰)
$GCAPINJ$	-۱۲/۵۷۹۴ (۰/۰۰۰۰)	-	-	I(۰)
$LOGCAP$	-۰/۵۸۵۲ (۰/۲۷۹۲)	-۱/۶۰۲۴ (۰/۰۵۴۵)	-۴/۳۸۴۳ (۰/۰۰۰۰)	I(۰)
$r_L - r_D$	-۳/۸۹۷۳۴ (۰/۰۰۰۰)	-	-	I(۰)
BC	-۸/۶۸۱۵۳ (۰/۰۰۰۰)	-	-	I(۰)

منبع: محاسبات تحقیق (اعداد داخل جدول، آماره محاسبه شده و اعداد داخل پرانتز ارزش احتمال است)

با توجه به جدول ۲ مشاهده می‌شود که تمامی متغیرها در سطح پایا هستند.

۵-۳- تخمین مدل

نتایج برآورد مدل تأثیر تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی با استفاده از پانل پویا به روش گشتاورهای تعمیم یافته با استفاده از نرم‌افزار Eviews در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۹ در جدول ۳ نشان داده شده است.

1. Levin, Lin & Chu
2. Im, Pesaran & Shin
3. Fisher- Augmented Dickey Fuller
4. Fisher-Phillips -Perron
5. Hadri

جدول ۳: نتایج تخمین مدل تأثیر تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob
$\Delta \log(L)_{i,(t,t-1)}$	۰/۱۳۷۶	۰/۰۰۲۳	۵۸/۴۹۸۰۶	۰/۰۰۰۰
GCAPINJ	۰/۶۳۶۴	۰/۰۰۲۷	۲۳۰/۵۱۲۳	۰/۰۰۰۰
LOGCAP	۰/۰۸۵۴	۰/۰۰۲۷	۳۱/۵۱۲۷	۰/۰۰۰۰
$r_L - r_D$	۰/۲۸۰۴	۰/۰۲۶۸	۱۰/۴۵۱۶	۰/۰۰۰۰
BC	−۰/۱۸۱۷	۰/۰۰۴۵	−۴۰/۲۳۶۱	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ۳ وقفه رشد لگاریتم وام‌دهی ($\Delta \log(L)_{i,(t,t-1)}$) اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد لگاریتم وام‌دهی در سال بعد ($\Delta \log(L)_{i,(t,t+1)}$) دارد یعنی رشد وام‌دهی در سال t باعث افزایش رشد وام‌دهی در سال t+1 می‌شود. مطابق با جدول ۳ تزریق سرمایه دولت (GCAPINJ) اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد وام‌دهی در سال t+1 دارد. به این معنا که تزریق سرمایه باعث افزایش رشد وام‌دهی شده است. این یافته با مطالعات مونتگومری و شیمیزوتانی (۲۰۰۹) و لی (۲۰۱۳) مطابقت دارد در حالی که با مطالعات اوسادا (۲۰۱۰)، مونتگومری و تاکاهاشی (۲۰۱۴) و ناکاشیما (۲۰۱۵) در تضاد است. همچنین لگاریتم نسبت سرمایه (LOGLOAN) دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد لگاریتم وام‌دهی در دوره t+1 است و می‌توان با در نظر گرفتن این متغیر به عنوان نمادی از اندازه بانک، آن را این‌گونه تفسیر کرد که هر چه اندازه بانک از نظر نسبت سرمایه بزرگتر باشد میزان رشد وام‌دهی نیز بزرگتر خواهد بود، این یافته با مطالعه برنانکه و لاون (۱۹۹۹)، ایتو و ساساکی (۲۰۰۲)، هوسونا و میاکاوا (۲۰۱۴)، عباسیان و همکاران (۱۳۹۸) و اسفندیاری و خوشنود (۱۳۹۳) مطابقت دارد و با مطالعه شاهچرا و کشیشیان (۱۳۹۳) در تضاد است. ($r_L - r_D$) نرخ حاشیه سود وام‌ها و سپرده‌ها نیز دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد لگاریتم وام‌دهی است بدین معنا که هر چه نرخ حاشیه سود افزایش یابد بانک‌ها وام‌های بیشتری را اعطا می‌کنند. چرخه‌های تجاری (BC) نیز دارای اثر منفی بر رشد لگاریتم وام‌ها است. در واقع این یافته بیان‌گر آن است که بانک‌های دولتی در مجموع رفتاری ضد چرخه‌ای داشته و در طول رکود اقتصادی، میزان رشد وام‌دهی خود را افزایش می‌دهند و در دوران رشد اقتصادی، میزان رشد وام‌دهی خود را کاهش می‌دهند. اگر چه در این‌جا باید توجه داشت که متغیر وابسته نرخ رشد وام‌دهی می‌باشد و می‌توان در هر دو دوران شاهد سطح متفاوتی از ارائه وام بود. اما این اثر مطابق با انتظار نشان از افزایش وام‌دهی اجباری و تکلیفی بانک‌های دولتی در شرایط رکود اقتصادی به منظور خروج از رکود اقتصادی و کاهش فشارها به پرداخت وام در دوره رونق اقتصادی دارد. این یافته با مطالعات

میکو و پانیزا (۲۰۰۶)، برتای و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد و با مطالعه حسن‌نیا و گلی (۱۳۹۳) در تضاد است.

همچنین در برآورد این مدل با توجه به جدول ۴ ملاحظه می‌شود، آماره J و مقدار آماره احتمال (Prob) آن بیان‌گر معتبر بودن و مناسب بودن متغیرهای ابزاری است. در این‌جا باید اشاره داشت از وقفه‌های متغیر نسبت وابسته (Y,-1,-3) به عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون معتبر بودن متغیرهای ابزاری

J-statistic	Prob(J-statistic)	Instrument rank
۳۱/۰۷۶۲۸	۰/۶۱۱۶۸۴	۳۹

منبع: یافته‌های تحقیق

۶- جمع‌بندی

در این مقاله، برای نخستین بار اثر تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۹ با بهره‌گیری از رویکرد پانل پویا مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان‌دهنده اثر مثبت و معنی‌دار تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی است. ضمن آن‌که وقفه رشد وام‌دهی اثر مثبت بر رشد وام‌دهی داشته است بدین معنا که رشد وام‌دهی در سال قبل باعث افزایش رشد وام‌دهی در سال بعد شده است. همچنین نسبت سرمایه و حاشیه نرخ سود وام‌ها و سپرده‌ها اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد وام‌دهی دارد، از طرفی چرخه‌های تجاری اثر منفی و معنی‌دار بر رشد وام‌دهی بانک‌های دولتی دارد که بیان‌گر رفتار ضد چرخه‌ای وام‌دهی بانک‌های دولتی است.

بنابراین با توجه به اثر مثبت تزریق سرمایه دولت و همچنین نسبت سرمایه بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی و همچنین رفتار ضد چرخه‌ای وام‌دهی بانک‌های دولتی و با توجه به این‌که بانک‌های دولتی در سال‌های گذشته با مشکلات زیادی همچون تکالیف متعدد دولتی، عدم بازپرداخت بدهی‌های دولت و مطالبات غیر جاری اشخاص حقیقی و حقوقی غیر دولتی مواجه بوده‌اند که موجب شده است این بانک‌ها از نظر سرمایه‌ای با چالش‌های جدی روبرو شوند، پیشنهاد می‌شود با توجه به رکود حاکم در کشور همچنان دولت با افزایش سرمایه بانک‌ها و همچنین افزایش نسبت سرمایه آن‌ها را ملزم به افزایش وام‌دهی نماید. همچنین پس از تزریق سرمایه، دولت باید محدودیت‌هایی را برای جلوگیری از اعطای وام‌های پرریسک اعمال نماید تا وام‌ها به تولیدکنندگان واقعی برسد. در کنار آن باید توجه داشت در صورتی که دولت بدون

ایجاد زیرساخت‌های لازم بانک‌ها را به وام‌دهی همراه با سود کم ملزم نماید این امر می‌تواند باعث انگیزه مخاطرات اخلاقی برای بانک‌ها شود. همچنین محل افزایش سرمایه نیز از مواردی است که دولت باید در برنامه‌های افزایش سرمایه به آن توجه ویژه نماید. زیرا به‌طور مثال افزایش سرمایه از محل مازاد تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت تنها باعث تغییرات مثبت روی کاغذ می‌شود بدون این‌که باعث افزایش میزان نقدینگی شود. در این میان آن‌چه بانک‌ها به آن نیازمند هستند، تزریق نقدینگی است. پیشنهاد می‌شود رویه مشخص و استانداردی برای افزایش سرمایه بانک‌های دولتی طرح شود تا از روش‌های نامتعارف و بعضاً صوری در قالب قوانین و تبصره‌های مختلف و پراکنده پرهیز شود. حجم افزایش سرمایه نیز از مواردی است که باید به آن توجه ویژه نمود، زیرا در صورتی که میزان افزایش سرمایه کم باشد و بانک پس از افزایش سرمایه نیز از وضعیت مناسبی برخوردار نباشد ممکن است انگیزه مخاطرات اخلاقی پیدا کند و انگیزه کمی برای بهبود مدیریت ریسک و تن دادن به قوانین و مقررات نظارتی داشته باشد. بنابراین به نظر می‌رسد دولت باید در افزایش سرمایه گزینشی عمل کند و قوانین مشخصی را به‌عنوان شروط مکمل مد نظر داشته باشد.

همچنین با توجه به آمار ارائه شده در این مقاله در مورد نسبت کفایت سرمایه بانک‌های دولتی ملاحظه می‌شود که اکثر بانک‌های دولتی از نسبت کفایت سرمایه مناسبی برخوردار نیستند و هنوز هم نسبت کفایت سرمایه بانک‌های دولتی با استانداردهای بین‌المللی فاصله زیادی دارد، با توجه به این‌که کفایت سرمایه از طریق تغییر در صورت و مخرج کسر امکان‌پذیر است و در شرایط کنونی کاهش وام‌دهی بانک‌های دولتی قطعاً مخالف رشد اقتصادی است، بر این اساس لزوم افزایش سرمایه این بانک‌ها به عنوان یکی از راهکارهای افزایش نسبت کفایت سرمایه ضروری به نظر می‌رسد. با توجه به این‌که در این تحقیق به بررسی اثر تزریق سرمایه دولت بر رفتار وام‌دهی بانک‌های دولتی پرداخته شد، و با توجه به این‌که بسیاری از اندیشمندان معتقد به امکان مخاطرت اخلاقی بانک‌ها پس از تزریق سرمایه هستند، می‌توان در تحقیقات آینده اثر تزریق سرمایه دولت را بر سایر شاخص‌های عملکردی بانک‌ها، از جمله، نسبت کفایت سرمایه، حاشیه سود، ریسک‌پذیری، کارایی، قدرت بازاری و ... بررسی نمود.

منابع و مآخذ

۱. احمدیان، اعظم (۱۳۹۲). "ارزیابی شاخص‌های سلامت بانکی در بانک‌های ایرانی (۱۳۹۰-۱۳۹۱)". مقاله کاری پژوهشکده پولی و بانکی شماره‌ی MBRI9222.

۲. حسن‌نیا، نیره. و گلی، علی (۱۳۹۳). "بررسی ارتباط بین نوسانات سیکل‌های تجاری و رفتار وام‌دهی سیستم بانکی (مطالعه مورد بانک مسکن)". اولین همایش ملی بازاریابی فرصت‌ها و چالش‌ها.

۳. خوشنود، زهرا. و اسفندیاری، مرضیه (۱۳۹۳). "وام‌دهی بانکی و کفایت سرمایه: مقایسه بانک‌های دولتی و خصوصی در ایران". فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی **۷**(۲۰): ۲۳۵-۲۱۱.

۴. ذوالقدر، حمید. اصغرپور، حسین. و پورعبادالهان، محسن (۱۳۹۸). "تأثیرات اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر رشد اقتصادی با توجه به سطح درآمد استان‌ها". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی **۱۱**(۲۱): ۱۵۰-۱۲۵.

۵. رضائی، ابراهیم (۱۳۹۲). "بررسی رفتار نسبت کفایت سرمایه مبتنی بر مخاطره در سیستم بانکی ایران". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی **۵**(۱۰): ۱۳۷-۱۱۹.

۶. رضائی، مژگان (۱۳۹۷). *اثر تزریق سرمایه دولت بر عملکرد بانک‌های دولتی*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی.

۷. سلیمی، فرشید. آخوندزاده، طاهره. و سامعی، قاسم (۱۳۹۲). "مدل گشتاور تعمیم‌یافته برای داده‌های پانل و آزمون سارگان". اولین کنفرانس بین‌المللی حماسه سیاسی (با رویکردی بر تحولات خاورمیانه) و حماسه اقتصادی (با رویکردی بر مدیریت و حسابداری).

۸. شاهچرا، مهشید و طاهری، ماندانا (۱۳۹۵). "ضرورت افزایش سرمایه بانک‌ها و تأثیر آن بر وام‌دهی شبکه بانکی". بیست و ششمین کنفرانس سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، تهران، پژوهشکده پولی و بانکی.

۹. شاهچرا، مهشید و کشیشیان، لیان (۱۳۹۳). "اثرات همزمان تمرکز بانکی و سیاست پولی بر کانال وام‌دهی بانک‌ها در نظام بانکداری ایران". فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی **۷**(۱۹):۵۰-۲۷.

۱۰. شهبازی غیاثی، موسی. و روحانی، علی (۱۳۹۵). "بررسی لایحه بودجه سال ۱۳۹۶ کل کشور ۵۶. تبصره «۱۷» افزایش سرمایه بانک‌های دولتی". مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، دفتر مطالعات اقتصادی، گروه بازارهای مالی **۱**(۱۰): ۲۴-۱.

۱۱. صامتی، مجید. دلالی اصفهانی، رحیم. وکارنامه حقیقی، حسن (۱۳۹۰). "تأثیر بی‌ثباتی اقتصادکلان بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری در ایران (۱۳۵۳-۱۳۸۷)". فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی **۱۹**(۶۰): ۲۸-۵.

۱۲. طیب‌نیا، علی. و قاسمی، فاطمه (۱۳۸۹). "اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری در ایران". مجله تحقیقات اقتصادی **٤٥**(۳).

۱۳. عباسیان، عزت‌اله. شیرکوند، سعید. تهرانی، رضا. و علیمردانی، الهام (۱۳۹۸). "تأثیر سرمایه‌گذاری بانک‌ها در وام‌دهی با نوجه به نقش کفایت سرمایه". فصلنامه پژوهش‌های پولی - بانکی **۱۲**(۴۱): ۵۵۰-۵۲۳.

۱۴. مهرآرا، محسن. توکلیان، حسن. و رحمانی، عطااله (۱۳۹۵). "نقش نوسانات اقتصادی بر تسهیلات اعطایی بانک‌ها از کانال سرمایه اضافی بانک". فصلنامه اقتصاد مالی **۱۰**(۳۷): ۱۵-۱.

۱۵. میزاپورباباجان، اکبر (۱۳۸۶). *بررسی تأثیر چند عامل منتخب بر نرخ حاشیه سود بانکی*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

۱۶. ندیری، محمد. و محمدی، تیمور (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا". فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی **۵**(۳): ۲۴-۱.

17. Akinboade, O. A. & Makina, D. (2009). "Bank Lending and Business Cycles: South African Evidence". African Development Review **21**(3): 476-498.
18. Allen, F. & Gale, D. (2004). "Financial Intermediaries and Markets". Econometrica **72**(4): 1023-1061.
19. Allen, F. & Santomero, A. M. (1997). "The Theory of Financial Intermediation". Journal of Banking & Finance **21**(11-12):1461-1485.
20. Andersen, J. V. Lyngesen, H. & Pedersen, E. H. (1999). "Credit Expansion During Two Booms". Danmarks Nationalbank Monetary Review 2nd Quarter: 43-58.
21. Apostolik, R. & Donohue, C. (2015). *Foundations of Financial Risk: An Overview of Financial Risk and Risk-based Financial Regulation*, John Wiley & Sons.
22. Baltagi, B. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons.
23. Basel Committee on Banking Supervision (1999). "Capital Requirements and Bank Behavior: the Impact of the Basel Accord". Working Paper 1. April.
24. Berger, A. N. & Bouwman, C. H. (2009). "Bank Liquidity Creation". The Review of Financial Studies **22**(9): 3779-3837.
25. Berger, A. N. & Roman, R. A. (2015). "Did TARP Banks Get Competitive Advantages?". Journal of Financial and Quantitative Analysis **50**(6): 1199-1236.
26. Berger, A. N. & Udell, G. F. (1994). "Did Risk-Based Capital Allocate Bank Credit and Cause a" Credit Crunch" in the United States? ". Journal of Money, Credit and Banking **26**(3): 585-628.

27. Berger, A. N. Hancock, D. & Humphrey, D. B. (1993). "Bank Efficiency Derived from the Profit Function". Journal of Banking & Finance **17**(2-3): 317-347.
28. Berger, A. N. Makaew, T. & Roman, R. A. (2015). "Did Bank Borrowers Benefit from the TARP Program? The Effects of TARP on Loan Contract Terms". Journal of Financial and Quantitative Analysis **48**(2): 575-639.
29. Bernanke, B. S. Lown, C. S. & Friedman, B. M. (1991). "The Credit Crunch". Brookings Papers on Economic Activity **1991**(2): 205-247.
30. Bertay, A. C. Demirgüç-Kunt, A. & Huizinga, H. (2015). "Bank Ownership and Credit over the Business Cycle: Is Lending by State Banks Less Procyclical?". Journal of Banking & Finance **50**: 326-339.
31. Black, L. K. & Hazelwood, L. N. (2013). The Effect of TARP on Bank Risk-Taking. Journal of Financial Stability **9**(4): 790-803.
32. Borio, C. & Gambacorta, L. (2017). "Monetary Policy and Bank Lending in a Low Interest Rate Environment: Diminishing Effectiveness?" . Journal of Macroeconomics **54**: 217-231.
33. Burgess, R. & Pande, R. (2005). "Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment". American Economic Review **95**(3): 780-795.
34. Calabrese, R. Degl'Innocenti, M. & Osmetti, S. A. (2017). "The Effectiveness of TARP-CPP on the US Banking Industry: A New Copula-based Approach". European Journal of Operational Research **256**(3): 1029-1037.
35. Calomiris, C. W. & Kahn, C. M. (1991). "The Role of Demandable Debt in Structuring Optimal Banking Arrangements". The American Economic Review **81**(3):497-513.
36. Carlson, M. Shan, H. & Warusawitharana, M. (2013). "Capital Ratios and Bank Lending: A Matched Bank Approach". Journal of Financial Intermediation **22**(4): 663-687.
37. Chang, C. P. & Tsai, J. Y. (2013). "Bank Interest Margin and Default Risk under the Capped Schedule for Government Capital Injections in the Basel III Capital Adequacy Accord". Journal of Applied Finance and Banking **3**(1): 161-175.
38. Chen, S., & Lin, K. J. (2016). "Effects of Government Capital Injection on Bank and Bank-dependent Borrower". Economic Modelling **52**: 618-629.
39. Diamond, D. W. & Rajan, R. G. (2000). "A Theory of Bank Capital". The Journal of Finance **55**(6): 2431-2465.
40. Diamond, D. W. & Rajan, R. G. (2001). "Banks and Liquidity". American Economic Review **91**(2): 422-425.

41. Duchin, R. & Sosyura, D. (2014). "Safer Ratios, Riskier Portfolios: Banks′ Response to Government Aid". Journal of Financial Economics **113**(1): 1-28.
42. Flannery, M. J. & Rangan, K. P. (2008). "What Caused the Bank Capital Build-up of the 1990s? ". Review of Finance **12**(2): 391-429.
43. Gambacorta, L. & Mistrulli, P. E. (2004). "Does Bank Capital Affect Lending Behavior?". Journal of Financial Intermediation **13**(4): 436-457.
44. Giannetti, M. & Simonov, A. (2013). "On the Real Effects of Bank Bailouts: Micro Evidence from Japan". American Economic Journal: Macroeconomics **5**(1): 135-67.
45. Gorton, G. & Winton, A. (2014). "Liquidity Provision, Bank Capital, and the Macroeconomy". Working Paper Yale University and University of Minnesota.
46. Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*, Fifth Edition.
47. Hancock, D. & Wilcox, J. A. (1993). "Has there been a Capital Crunch in Banking? The Effects on Bank Lending of Real Estate Market Conditions and Bank Capital Shortfalls". Journal of Housing Economics **3**(1): 31-50.
48. Harris, O. Huerta, D. & Ngo, T. (2013). "The Impact of TARP on Bank Efficiency". Journal of International Financial Markets, Institutions and Money **24**: 85-104.
49. Holmstrom, B. & Tirole, J. (1997). "Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector". The Quarterly Journal of Economics **112**(3): 663-691.
50. Hosono, K. & Miyakawa, D. (2014). "Business Cycles, Monetary Policy, and Bank Lending: Identifying the Bank Balance Sheet Channel with Firm-bank Match-level Loan Data". Discussion Papers 14026.
51. Ito, T. & Sasaki, Y. N. (2002). "Impacts of the Basle Capital Standard on Japanese Banks' Behavior". Journal of the Japanese and International Economies **16**(3): 372-397.
52. Jackson, P. Perraudin, W., & Saporta, V. (2002). "Regulatory and "Economic" Solvency Standards for Internationally Active Banks". Journal of Banking & Finance **26**(5), 953-976.
53. Karmakar, S. & Mok, J. (2015). "Bank Capital and Lending: An Analysis of Commercial Banks in the United States". Economics Letters **128**: 21-24.
54. Kim, D. & Sohn, W. (2017). "The Effect of Bank Capital on Lending: Does Liquidity Matter?". Journal of Banking & Finance **77**: 95-107.
55. Kuersteiner, G.M. (2002). "Rate-Adapative GMM Estimators for Linear Time Series Models". Working Paper 03-17, Massachusetts

Institute of Technology Department of Economics, Available at SSRN 410061.
56. Li, L. (2013). "TARP Funds Distribution and Bank Loan Supply". Journal of Banking & Finance **37**(12): 4777-4792.
57. Lin, J. H. Chang, C. P. & Lin, H. N. (2013). "A Note on Bank Default Risk under Government Capital Injection Coinciding with High Future Loss Expectation". Applied Economics Letters **20**(15): 1368-1373.
58. Lin, J. J. Chang, C. H. & Lin, J. H. (2009, March). "Troubled Asset Relief Program, Bank Interest Margin and Default Risk in Equity Return: An Option-pricing Model". In WSEAS International Conference. Proceedings. Mathematics and Computers in Science and Engineering (No. 8). World Scientific and Engineering Academy and Society.
59. Micco, A. & Panizza, U. (2006). "Bank Ownership and Lending Behavior". Economics Letters **93**(2): 248-254.
60. Montgomery, H. & Shimizutani, S. (2009). "The Effectiveness of Bank Recapitalization Policies in Japan". Japan and the World Economy **21**(1): 1-25.
61. Montgomery, H. & Takahashi, Y. (2014). "The Economic Consequences of the TARP: The Effectiveness of Bank Recapitalization Policies in the US". Japan and the World Economy **32**: 49-64.
62. Montgomery, H. (2004). "Macroeconomic Effects of Capital Adequacy Regulation in Japan". Designing Financial Systems in East Asia and Japan: 152-185.
63. Nakashima, K. (2016). "An Econometric Evaluation of Bank Recapitalization Programs with Bank-and Loan-level Data". Journal of Banking & Finance **63**: 1-24.
64. Osada, T. (2010). "Negative Impacts of Capital Injection Policies on the Capital Crunch". Review of Monetary and Financial Studies **31**: 49-68.
65. Peek, J. & Rosengren, E. S. (1997). "The International Transmission of Financial Shocks: The Case of Japan". The American Economic Review **87**(4): 495-505.
66. Peek, J. & Rosengren, E. S. (2000). "Collateral Damage: Effects of the Japanese Bank Crisis on Real Activity in the United States". American Economic Review **90**(1): 30-45.
67. Roman, R. Berger, A. N. & Sedunov, J. (2016). "Do Bank Bailouts Reduce or Increase Systemic Risk? The Effects of TARP on Financial System Stability". No RWP 16-8 Research Working Paper Federal Reserve Bank of Kansas City.

68. Sharpe, S. A. (1990). "Asymmetric Information, Bank Lending, and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships". The Journal of Finance **45**(4): 1069-1087.

Original Research Article

Investigating the Effect of Capital Injection by the Government on the Lending Behavior of State-Owned Banks

Meysam Amiry[1]
Mohammad Ali Dehghan Dehnavi[2]
Mojgan Rezaei[3]

Received: 07-07-2019 Accepted: 20-09-2020

Introduction: The economies of many countries including Iran rely on their banking systems for various institutional and structural reasons. Despite an increase in the volume of financial markets in recent years and due to the low depth of the capital market, the banking system plays a key role in financing the real sectors of economy. Therefore, maintaining the lending power of banks will be one of the fundamental necessities of the country. However, on one hand, economic fluctuations and, on the other, the problems of the banking system have severely affected the performance of banks to finance economic units in recent years. This is in such a way that the poor performance of the banking system is not a hidden issue in performing its duties. Accordingly, reforming the banking system seems necessary. In the meantime, given that capital is one of the main pillars of banks, one of the issues that is frequently raised by experts in reforming the banking system is the raise of the capital of banks. Usually, a capital crunch happens during a recession or depression, when the capital base of banks is likely to be eroded by loan losses and so on. Even if their capital deteriorates, capital crunch does not happen to banks if they can easily raise additional capital through financial markets. However, it is difficult or costly for banks to raise fresh external capital in bad times; thereby banks will be forced to cut back on their lending activity. Here is the reason why governments have made capital injections into banking sectors during financial crises. The increased capital base of banks by this policy has been expected to prevent banks from reducing their loans. In other words, the capital injection is believed to avoid a capital crunch. Scientists believe that the capital-raising of banks can cause the country's banking indicators to

[1]- Assistant Professor, Department of Finance and Banking, Faculty of Management & Accounting, Allame Tabataba'i University
[2]- Assistant Professor, Department of Finance and Banking, Faculty of Management & Accounting, Allame Tabataba'i University
[3]- M.A. in Economics – Islamic banking, Allame Tabataba'i University, Tehran, Iran
Email: mojganrezaei69@gmail.com

return to the acceptable state. It is necessary to mention that, in some cases, the government has raised the capital of state-owned banks in recent years, but there are no reports or study on the effects of implementation. Therefore, it is necessary to examine the effect of capital-raising on the performance and the lending behavior of state-owned banks.

Methodology: This study employs the Generalized Method of Moments (GMM) approach to evaluate the effects of the lending behavior of government capital injection on state-owned banks as one of the banks' performance measures in the period of 2001-2016. The data have been extracted from the Iran Banking Institute. The functional form of the model is as follows:

$$\Delta \mathrm{LOG}(L)_{i.(t.t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \mathrm{LOG}(L)_{i.(t.t-1)} + \beta_0 GCAPINJ_{i.t} + \beta_1 \mathrm{LOGCAP}_{\boldsymbol{i.t}} + \gamma_0 (r_L - r_D)_{i.t} + \gamma_1 BC + \varepsilon_{i.t+1}$$

where:

$\Delta \mathrm{LOG}(L)_{i.(t.t+1)}$: Log Change in Lending

$\Delta \mathrm{LOG}(L)_{i.(t.t-1)}$: Lagged log Change in Lending

$GCAPINJ_{i.t}$: Government Capital Injection

$\mathrm{LOGCAP}_{\boldsymbol{i.t}}$: Log Capital Ratio

$(r_L - r_D)_{i.t}$: Loan to Deposit Interest Rate Spread

BC: Business Cycles

Results and Discussion: The findings show that government capital injection has a positive and significant effect on the lending behavior of state-owned banks. Furthermore, amongst the control variables, the capital ratio and the loan to deposit interest rate have positive impacts on the lending behavior of state-owned banks. However, the business cycles have negative and countercyclical effect on this behavior.

Conclusion: Due to the positive effect of government capital injection and capital ratio on the lending of state-owned banks and the lending behavior of countercyclical state-owned banks, and considering that state-owned banks are faced with many problems in recent years, such as multiple government duties, non-repayment of government debts, and non-performing loans of legal and real persons of NGOs, which causes these banks to face serious capital challenges, it is suggested that the government force them to increase lending by capital injection. This suggestion is due to the current recession in the country.

Also, after capital injection, the government must impose restrictions on loans to real producers. In addition, It should be noted that, if the government forces banks to increase lending with low interest without creating the necessary infrastructure, this can pose moral hazards to banks. Furthermore, the amount and the source of capital-raising are issues that the government should pay special attention to in programs of capital raising. It is suggested to create specific procedures and standards for the capital-raising of state-owned banks and avoid unconventional methods. This can be done in the form enacting corresponding rules.

Furthermore, according to the statistics provided in this study regarding the capital *adequacy* ratio of banks, most state-owned banks in particular and the banking system in general are far from the standards of the Basel Committee. This indicates the necessary of capital-raising of these banks as a solution to reform the capital structure and the fulfilment of international regulations.

Keywords: Government capital injection, Lending behavior, State-owned banks.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

بررسی مدل CCAPM تعدیل شده با استفاده از تخمین بیزین هزینه‌های معاملاتی

صدیقه علیزاده[۱]
محمد نبی شهیکی تاش[۲]
رضا روشن[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۶/۳۰

چکیده

هزینه‌های معاملاتی در بازارهای مالی نقش تعیین‌کننده‌ای در تعیین رفتار معاملاتی فعالان بازار، نقدشوندگی بازار و بازدهی دارایی‌ها دارد. در این مطالعه شاخص هزینه معاملاتی موثر هاسبروک (۲۰۰۹)، با استفاده از رویکرد گیبس بیزین و مدل رول و بهره‌گیری از داده‌های روزانه قیمت پایانی سهام در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ برآورد شده است. سپس با ورود دو نوع هزینه معاملاتی هاسبروک (cGibbs) و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش (CSspread) و همچنین ریسک نقدشوندگی در مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، به تعدیل این مدل‌ها پرداخته شده است. نتایج بیان‌گر این است که ریسک مصرف ارائه شده در مدل این مطالعه قدرت محدودی در توضیح بازدهی مورد انتظار سهام دارد. اما ریسک نقدشوندگی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی مورد انتظار سهام دارد به طوری که با افزایش ریسک نقدشوندگی، بازدهی مورد انتظار سهام نیز افزایش می‌یابد. همچنین بررسی مدل ارائه شده نشان می‌دهد که هزینه‌های معاملاتی بر بازدهی مورد انتظار سهام نقش موثر و معنی‌داری دارد. به عبارتی این مطالعه به صورت نظری و تجربی از نقش موثر نقدشوندگی و هزینه‌های معاملاتی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها حمایت می‌کند.

واژگان کلیدی: هزینه معاملاتی، ریسک نقدشوندگی، ریسک مصرف، رویکرد گیبس بیزین.

Keywords: Trading Costs, Liquidity Risk, Consumption Risk, Gibbs Bayesian Method.

JEL Classification: E21, D32, G33.

[۱]. دانشجوی دکترا اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران (نویسنده مسئول)
s.alizadeh14@yahoo.com

[۲]. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
mohammad_tash@yahoo.com

[۳]. استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کسب وکار، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران re_roshan@yahoo.com

۱- مقدمه

امروزه یکی از عوامل مهمی که در بازارهای مالی نقش تعیین‌کننده‌ای در تعیین رفتار معاملاتی فعالان بازار دارد، هزینه‌های معاملاتی است. امروزه بازارهای مالی به عنوان محور بیشتر اقتصادها در سراسر جهان شناخته شده و تا حد زیادی توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده است (یاوری و همکاران، ۱۳۹۵: ۲۶). با توجه به این نقش تعیین‌کننده، هزینه‌های معاملاتی بر نقدشوندگی بازار و بازدهی دارایی در تعادل نیز تاثیر می‌گذارد. با این حال، جهت و اندازه تاثیرات آن‌ها بر روی بازدهی و قیمت دارایی، حجم معاملات و سایر متغیرهای بازار هنوز موضوع مورد بحث و مذاکره است. مطالعات اولیه هزینه‌های معاملاتی در بازارهای دارایی در درجه اول متکی بر تحلیل جزئی تعادل است (لو و همکاران[1]، ۲۰۰۴: ۱۰۵۵). برای مثال، با مقایسه بازدهی دو دارایی، که یکی از این دو شامل هزینه‌های معاملاتی می‌گردد و دیگری فاقد آن است، کانستانتینید (۱۹۸۶)[2] استدلال می‌کند که هزینه‌های معاملاتی متناسب تنها تاثیر اندکی بر قیمت دارایی‌ها دارد. با این حال، با استفاده از ارزش فعلی هزینه‌های معاملاتی به عنوان معیار تنزیل تصادفی در قیمت‌های دارایی، این نتیجه حاصل می‌شود که تنزیل نقدشوندگی علی‌رغم هزینه‌های معاملاتی کوچک می‌تواند قابل توجه باشد (آمیهود و مندلسون[3]، ۱۹۸۶: ۲۲۴).

بعدها، مطالعاتی در زمینه مدل‌های تعادلی انجام شد. به عنوان مثال، هیتن و لوکاس (۱۹۹۶)[4] به صورت عددی مدلی را برآورد نمودند که در آن عوامل برای این‌که ریسک درآمد نیروی کار خود را به اشتراک بگذارند، تجارت می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که هزینه‌های معاملاتی متقارن به تنهایی بر معنی‌داری قیمت و بازدهی دارایی‌ها تاثیر نمی‌گذارد. وایانس (۱۹۹۸)[5] مدلی را توسعه داد که در آن عاملان اقتصادی برای هموار کردن مصرف طول عمرشان معامله می‌کنند، وی به این نتیجه رسید که تاثیر هزینه‌های معاملاتی بر بازدهی و قیمت دارایی‌ها به طور متناسب خطی و از لحاظ تجربی نیز منفی است.

همچنین با توجه به این‌که قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به خصوص سهام در فرآیند سرمایه‌گذاری در این اوراق از مهمترین مسائل فراروی سرمایه‌گذاران و فعالان در بازار سرمایه

1. Lo (2004)
2. Constantinides (1986)
3. Amihud and Mendelson (1986)
4. Heaton and Lucas (1996)
5. Vayanos (1998)

است، پژوهشگران علاقه‌مند هستند ضمن قیمت‌گذاری دقیق سهام، به پیش‌بینی بازده مورد انتظار خود نیز بپردازند. به عبارتی مدل‌های قیمت‌گذاری بیان‌گر رابطه میان بازدهی مورد انتظار و ریسک سهام می‌باشد. در نتیجه با توجه به نقش تعیین‌کننده هزینه‌های معاملاتی در بازارهای مالی و همچنین اهمیت مدل‌های قیمت‌گذاری، بررسی تاثیر هزینه‌های معاملاتی بر مدل‌های قیمت‌گذاری قابل توجه می‌باشد. در ابتدا بررسی هزینه‌های معاملاتی در مدل‌های CCAPM سنتی مورد توجه پژوهشگران قرار نمی‌گرفت، اما به تدریج مطالعاتی در این زمینه صورت گرفت. جاکوبی و همکاران (۲۰۰۰)[1] از اولین کسانی بودند که مدل CAPM تعدیل شده با نقدشوندگی و هزینه معاملاتی اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش را با استفاده از بازدهی خالص توسعه و نشان دادند که ریسک بازار و نقدشوندگی به یکدیگر مرتبط هستند. مطالعات دیگری نیز در این زمینه انجام شده است و در کل بیان‌گر این هستند که هزینه‌های معاملاتی هر چند کوچک می‌توانند به طور قابل توجهی بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها تاثیر بگذارند. در ادامه آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵)[2] بررسی نمودند که چگونه سرمایه‌گذاران مطلوبیت مورد انتظارشان را با هزینه‌های نقدشوندگی متفاوت حداکثر می‌کنند. آن‌ها نشان دادند که ریسک نقدشوندگی تاثیر مرتبه اولی بر روی بازدهی سهام دارد. مطالعات اخیر نشان می‌دهد که هزینه‌های معاملاتی می‌تواند پاداش نقدشوندگی را ایجاد کند و به همان ترتیبی است که هزینه‌های با موقعیت‌های سرمایه‌گذاری مختلف و با بازدهی‌های قابل پیش‌بینی، شوک ثروت و هزینه‌های معاملاتی وابسته به دولت تنظیم می‌گردد.

در این مطالعه به پیروی از لئو و همکاران (۲۰۱۶)[3] CCAPM سنتی با وارد کردن اثرات نقدشوندگی و هزینه‌های معاملاتی به مدل توسعه می‌یابد و نشان داده می‌شود که بازدهی مورد انتظار توسط ریسک مصرف و ریسک نقدشوندگی تعیین می‌شود. همچنین با استفاده از برآوردگر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش مبتنی بر بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌های روزانه و هزینه‌های تجاری موثر هاسبروک (۲۰۰۹)[4]، که این روش در ادبیات موضوع مربوط به بازار سرمایه ایران جدید است، به عنوان پراکسی برای هزینه‌های معاملاتی نشان داده می‌شود که CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی نسبت به CCAPM سنتی برازش بهتری برای بازدهی‌های

1. Jacoby (2000)
2. Acharya and Pedersen (2005)
3. Liu (2016)
4. Hasbrouck (2009)

مورد انتظار از طریق پرتفوی‌های مبتنی بر نقدشوندگی ایجاد می‌کند.

در این مطالعه نیز با استفاده از قیمت‌های پایانی روزانه سهام در بورس اوراق بهادار تهران هزینه‌های معاملاتی موثر به کمک تجزیه و تحلیل بیزین و با استفاده از روش زنجیره مارکف مونت کارلو برآورد می‌گردد و سپس این برآوردها در مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف متعارف با هدف بررسی نقش هزینه‌های معاملاتی به عنوان مشخصه‌ای در توضیح بازدهی‌های مورد انتظار مورد استفاده قرار می‌گیرد. به عبارتی در این مطالعه به کمک هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی (که در این مطالعه از ۸ معیار استفاده می‌شود) مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل و بررسی می‌گردد.

چارچوب مقاله حاضر به شرح زیر است: در بخش دوم مروری بر انجام پیشینه تحقیق صورت می‌گیرد و در بخش سوم مشخصات و روش‌های محاسباتی مورد استفاده به منظور برآورد هزینه موثر توصیف می‌شود. در بخش چهارم نیز به شرح داده‌ها و متغیرهای تحقیق و همچنین انواع معیارهای نقدشوندگی مورد استفاده در این مطالعه پرداخته می‌شود. بخش پنجم مربوط به برآورد مدل و نتایج است و در بخش ششم میزان استحکام نتایج مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش پایانی نیز مربوط به نتیجه‌گیری است.

۲- پیشینه تحقیق

در پژوهش‌های داخلی تا زمان انجام این پژوهش، موضوعی که به تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف با استفاده از نقدشوندگی و هزینه‌های معاملاتیِ برآورد شده با استفاده از رویکرد گیبس بیزین بپردازد، وجود ندارد. با این حال در ادامه، برخی از مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با پژوهش حاضر بیان شده است:

مطالعه رول (۱۹۸۴)[1] جزء اولین مطالعاتی است که به بررسی هزینه‌های معاملاتی با استفاده از داده‌های روزانه پرداخته است. وی بیان می‌کند که در یک بازار کارآمد، ارزش اساسی یک سهم به طور تصادفی نوسان می‌کند و هزینه‌های معاملاتی وابستگی سریالی منفی را در تغییرات قیمت بازاری که به طور متوالی مشاهده می‌شود، ایجاد می‌کند. رول در مطالعه خود روشی را برای استخراج مستقیم معیار اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش از سری زمانی قیمت‌های بازار ارائه می‌دهد. استفاده از این روش به دلیل این‌که تنها نیازمند داده‌های قیمت است، بسیار آسان

[1]. Roll (1984)

است. وی دو فرض اساسی را مطرح می‌کند، اول این‌که دارایی در یک بازار اطلاعاتی کارآمد معامله می‌شود و دومین مورد این است که توزیع احتمال تغییرات قیمت مشاهده شده ثابت است (حداقل برای فواصل کوتاه‌مدت، مثلا دو ماهه). برآوردهای به دست آمده با اندازه بنگاه ارتباط منفی دارد، بنابراین از معیار مرتبط با هزینه‌های معاملاتی در زمینه وجود این ارتباط منفی حمایت می‌کند.

هاسبروک (۲۰۰۴) با توجه به مدل‌های اقتصادی تجاری متوالی تجزیه و تحلیل‌هایی را برای داده‌های معاملاتی آینده انجام داد. همچنین برای مقابله با عدم حضور به موقع سهام خرید و فروش شده که در بیشتر مطالعات بازار سهام مورد استفاده قرار می‌گیرد، تکنیک جدیدی را بر اساس برآورد زنجیره مارکوف مونت کارلو ارائه می‌دهد. به عبارتی هاسبروک در مطالعه خود تجزیه و تحلیل بیزین را با استفاده از تخمین‌زننده زنجیره مارکوف مونت کارلو انجام می‌دهد (منظور همان نمونه‌گیری Gibbs است) که هم از نظر تحلیلی و هم از نظر محاسباتی جذاب است. وی انگیزه استفاده از روش‌های بیزین را سهولت تحلیلی و محاسباتی بیان می‌کند؛ که امکان لحاظ نمودن متغیرهای پنهان از قبیل جهت‌های تجاری در آن وجود دارد.

لو و همکاران (۲۰۰۴)[1] مدلی را با بررسی تاثیر هزینه‌های معاملاتی ثابت روی قیمت‌های دارایی و رفتار تجاری در یک حالت تعادلی با عوامل ناهمگن ارائه دادند. به عبارتی یک مدل تعادلی پویا از قیمت‌های دارایی و حجم معاملات، زمانی که عاملان اقتصادی با هزینه‌های معاملاتی ثابت رو به رو می‌شوند را ارائه و نشان دادند که هزینه‌های معاملاتی نقش موثری بر قیمت‌گذاری دارایی و همچنین بازدهی‌های مورد انتظار دارد. در کل آن‌ها با استفاده از یک مدل تعادلی با عوامل ناهمگون نشان دادند که حتی هزینه‌های معاملاتی کوچک می‌توانند به طور قابل توجهی بر قیمت دارایی‌ها تاثیر بگذارند.

هاسبروک (۲۰۰۹) معیار هزینه‌های معاملاتی موثر را بر اساس مدل رول (۱۹۸۴) توسعه داد. معیار رول محاسبه همبستگی سریالی منفی در بازدهی‌ها را شامل می‌شود. از آن‌جا که همبستگی بازدهی‌ها اغلب مثبت می‌باشد، معیار هزینه‌های معاملاتی موثر این مسئله را حداقل می‌کند. وی دریافت که سهام با هزینه‌های معاملاتی بالاتر به طور میانگین بازدهی‌های بالاتری نیز دارد. وی در این مطالعه با استفاده از برآورد گیبس هزینه موثر، تجزیه و تحلیل اولیه تغییرات نقدینگی را انجام داده است، با این حال نتایج وی تاثیرات ریسک نقدشوندگی را به مقدار کمی پشتیبانی می‌کند.

[1]. Lo (2004)

وی روش جدیدی را برای برآورد هزینه موثر تجاری و تغییرات مشترک این نوع هزینه‌ها ارائه داد.

اسپاروهوا و همکاران (۲۰۱۰)[1] در مطالعه‌ای بررسی نمودند که آیا معیارهای عدم نقدشوندگی در بازدهی‌های سهام مقطعی قیمت‌گذاری می‌شوند یا خیر؟ آن‌ها پی به وجود تورش رو به رشد قابل توجهی در بازدهی‌های برآورد شده برای مجموعه‌ای از معیارهای عدم نقدشوندگی بردند. زمانی که اوراق بهادار نقدشونده در نمونه گنجانده می‌شود، تورش رشد بالاتری دارد و حتی برای سهام NYSE/Amex پس از اعشاری شدن همچنان ادامه دارد. همچنین از چندین معیار نقدشوندگی استفاده می‌کنند و برای محاسبه این معیارها داده‌های روزانه را به کار می‌برند. از جمله این معیارها، معیار اختلاف قیمت موثر است که برای هر سهم با استفاده از رویکرد نمونه‌گیری گیبس بیزین و داده‌های روزانه محاسبه می‌شود.

ایسرائل و مسکوئیتز (۲۰۱۳)[2] نقش اندازه شرکت و زمان را در سودآوری، ارزش و استراتژی‌های حرکت مورد بررسی قرار دادند. همچنین بررسی نمودند که چگونه سودهای این استراتژی‌ها با معیارهای هزینه معاملاتی کلی متفاوت بوده است که احتمالا ارتباط معکوسی با مقدار فعالیت‌های معاملاتی و همچنین معیارهای مستقیم صندوق‌های سرمایه‌گذاری و نهادی دارد. معیارهای هزینه معاملاتی استفاده شده در مطالعه آن‌ها معیارهای جونز[3] (۲۰۰۲) و هاسبروک (۲۰۰۹) می‌باشد که جونز میانگین اختلاف قیمت موثر برای سهام صنعتی سالانه Dow Jones از سال۱۹۲۶ تا ۱۹۹۸ را محاسبه نموده و هاسبروک (۲۰۰۹) برآورد اختلاف قیمت موثر سالانه برای همه شرکت‌های فهرست شده در NYSE از سال ۱۹۲۶ تا ۲۰۰۹ را با استفاده از برآورد نمونه‌گیری گیبس ارائه داده است، طبق نتایج آن‌ها همبستگی میان معیارهای اختلاف قیمت موثر جونز و هاسبروک ۰/۶ می‌باشد.

ریستکچی و همکاران (۲۰۱۷)[4] تاثیر هزینه‌های معاملاتی را بر روی خطای قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازارهای مشروط ایالتی مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند و با استفاده از مدل تئوریکی تعدیل شده با هزینه‌های معاملاتی و همچنین یک مدل عوامل ناهمگون، اثبات کردند که هزینه‌های معاملاتی به تنهایی نمی‌تواند منجر به خطای قیمت‌گذاری شود. آن‌ها نشان دادند که هزینه‌های

1. Asparouhova (2010)
2. Israel and Moskowitz (2013)
3. Jones (2002)
4. Restocchi (2017)

معاملاتی تاثیر مستقیمی بر روی خطای قیمت‌گذاری دارد و به عبارتی قیمت‌های بازار می‌تواند تحت تاثیر هزینه‌های معاملاتی قرار گیرد.

کیم و نا (۲۰۱۸)[1] در پژوهشی با عنوان «گشتاورهای بالای ریسک نقدشوندگی و بخش مقطعی بازدهی سهام» بالاترین گشتاور ریسک‌های نقدینگی را به طور تئوریکی به دست آوردند و بررسی نمودند که آیا این ریسک‌های نقدینگی به طور تجربی قیمت‌گذاری می‌شود یا خیر. آن‌ها دریافتند زمانی که سرمایه‌گذاران هزینه تجاری را به تابع مطلوبیت اضافه می‌کنند، بازدهی مورد انتظار سهام باید حاوی پاداش مربوط به سه گشتاور بالای ریسک نقدینگی باشد. آن‌ها نشان دادند که یکی از ریسک‌های نقدشوندگی گشتاورهای بالا، یا ریسک چولگی نقدشوندگی، سهم نهایی سهام فردی را برای عدم تقارن نقدشوندگی پرتفوی اندازه می‌گیرد و به طور مداوم قیمت‌گذاری می‌شود. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که ریسک چولگی نقدشوندگی نقش مهمی را در قیمت‌گذاری دارایی و مدیریت پرتفوی بازی می‌کند.

لام و همکاران (۲۰۱۹)[2] به بررسی نقش نقدشوندگی در توضیح بازدهی سهام در بازار سهام چین پرداختند. آن‌ها با در نظر گرفتن چهار بعد نقدشوندگی، معیار نقدشوندگی جدیدی را ارائه دادند و عملکرد این عامل ریسک نقدشوندگی را با رگرسیون بازدهی سهام بر روی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدل قیمت‌گذاری دارایی سه عاملی فاما- فرنچ[3]، مدل چهار عاملی مومنتوم[4] و مدل تعدیل شده با نقدشوندگی آزمون کردند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که ریسک نقدشوندگی نقش مهمی در توضیح بازدهی سهام دارد.

صالحی‌راد و حبیبی‌فر (۱۳۹۱) به منظور مطالعه و بررسی داده‌های سری زمانی بازده شاخص سهام در بازارهای مالی، مدل‌های گارچ را به کار بردند. به منظور برآورد پارامترهای مدل از روش‌های MCMC استفاده و مدل گارچ را با دو توزیع نرمال t و روش خطاهای تصادفی مدل مورد بررسی قرار دادند. سپس MSE پارامترهای این مدل‌ها را با استفاده از روش حداکثر درستنمایی و بیز با یکدیگر مقایسه نموده و در نهایت با انتخاب مناسب‌ترین مدل، پیش‌بینی‌های حاصل از این مدل را برای قیمت سهام در آینده به دست آوردند که در حقیقت مدل بیزی است.

---

1. Kim and Na (2018)
2. Lam (2019)
3. Fama–French Three-Factor Model
4. Momentum Three-Factor Model

قالیباف و پورفرد (۱۳۹۵) پژوهشی را با استفاده از مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل شده با نقدشوندگی که توسط آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) ارائه شده است انجام دادند. هدف پژوهش آن‌ها این است که با افزودن ریسک نقدشوندگی به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استاندارد، به تبیین رابطه ریسک و بازده بپردازند. روش پژوهش از نوع توصیفی و تحلیل رگرسیون می‌باشد. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان‌گر تاثیرپذیری قیمت سهام از ریسک نقدشوندگی و مطالبه بازده بالاتر توسط سرمایه‌گذاران جهت نگهداری اوراق بهادار با نقدشوندگی کمتر می‌باشد.

خدامی‌پور و امیری (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای رابطه بین هزینه معاملات سهام و قیمت سهام را مورد آزمون قرار داده و نقش تعدیلی سرمایه‌گذاران نهادی بر این ارتباط را بررسی نمودند. آن‌ها به منظور تحلیل آماری پژوهش از رگرسیون خطی چند متغیره استفاده نمودند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که بین هزینه معاملات سهام و قیمت سهام رابطه مثبت و در حد ضعیفی وجود دارد. همچنین، وجود سرمایه‌گذاران نهادی باعث کاهش هزینه معاملات سهام می‌شود. آن‌ها استدلال می‌کنند که سرمایه‌گذاران نهادی به دلیل توانایی برتری که در دسترسی به اطلاعات دارند و همچنین نقش نظارتی آن‌ها بر مدیران موجب کاهش هزینه معاملات سهام حاصل از شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام می‌شوند. افزون بر این، نتایج دیگر پژوهش آن‌ها حاکی از این است که، سرمایه‌گذاران نهادی باعث منفی شدن رابطه بین قیمت سهام و هزینه معاملات سهام می‌شوند.

اصولیان و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی ریسک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران در بازارهای صعودی و نزولی پرداختند و از معیار نقدشوندگی آمیهود[1]، به عنوان شاخص نقدشوندگی معاملات سهام و از شکست ساختار زمانی برای صعودی یا نزولی بودن بازار استفاده کردند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که عامل نقدشوندگی تجمعی، اثر معکوسی بر بازده سهام دارد؛ در حالی‌که اثر نقدشوندگی بر بازده سهام در بازارهای صعودی و نزولی به تفکیک مثبت بوده است. آن‌ها نشان دادند که بر خلاف تاثیرات ناهمگون ریسک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار در بازار سرمایه، با تفکیک بازار به دو بخش صعودی و نزولی، تاثیر مثبت ریسک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار قابل مشاهده است. بنابراین نتیجه گرفتند که تاثیر ریسک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار، در بازارهای نزولی مثبت و بیشتر از بازارهای صعودی است.

[1]. Amihud

۳- تخمین بیزین هزینه‌های معاملاتی

در این بخش ابتدا مدل رول اصلی توصیف می‌گردد، هر چند مدلی که به منظور برآورد هزینه‌های معاملاتی در این مطالعه استفاده می‌گردد، با مدل رول تفاوت‌هایی دارد؛ ولی در کل مدل پایه‌ای رول برای توصیف روش برآورد مناسب است. پویایی‌های قیمت به شرح زیر بیان می‌گردد:

$$m_t = m_{t-1} + u_t \qquad (۱)$$
$$p_t = m_t + cq_t$$

در معادله ۱، m_t قیمت موثر t امین معامله است، p_t لگاریتم قیمت تجاری و q_t شاخص‌های جهت‌دهی است که مقادیر ۱+ (برای یک خرید) و ۱- (برای یک فروش) با وزن برابر را می‌گیرد. جزء اخلال، u_t، اطلاعات عمومی را منعکس می‌کند و فرض می‌شود که با q_t همبستگی ندارد. رول، c را به عنوان نیمی از اختلاف قیمت خرید و فروش در نظر می‌گیرد، اما از آن‌جا که مدل برای قیمت‌های معاملاتی در نظر گرفته می‌شود، می‌توان c را به عنوان هزینه موثر نیز در نظر گرفت. اگرچه مدل رول در برخی موارد با استفاده از داده‌های معاملاتی برآورد می‌گردد، ولی در این‌جا با استفاده از داده‌های روزانه و همراه با q_t که به عنوان متغیر جهت‌دهی برای آخرین معامله هر روز به کار گرفته می‌شود، برآورد می‌گردد. مدل رول به صورت معادله زیر بیان می‌گردد:

$$\Delta p_t = m_t + cq_t - (m_{t-1} + cq_{t-1}) = c\Delta p_t + u_t \qquad (۲)$$

که در این معادله $c = \sqrt{-cov(\Delta p_t, \Delta p_{t-1})}$ می‌باشد و $cov(\Delta p_t, \Delta p_{t-1})$ اتوکواریانس مرتبه اول تغییرات قیمت است. تخمین معمول c نمونه مشابه این مقدار است و برآورد اتوکواریانس[1] نامیده می‌شود، زیرا از یک نمونه لحظه‌ای به جای ارزش تراکمی استفاده می‌کند. تنها در صورتی که اتوکواریانس مرتبه اول نمونه منفی باشد، برآورد لحظه‌ای امکان‌پذیر است که در نمونه‌های روزانه اغلب این‌گونه نیست. در نمونه‌های سالانه، رول اتوکواریانس مثبتی در نیمی از موارد به دست می‌آورد. هاریس[2] (۱۹۹۰) جنبه‌های دیگر این تخمین‌زننده‌ها را بحث می‌کند. وی نشان می‌دهد برای مقادیری که تغییرات قیمت کمتری دارند احتمال وقوع اتوکواریانس مثبت

[1]. Autocovariance
[2]. Harris (1990)

بیشتر وجود دارد. بر این اساس، یک راه حل ساده این است که مقدار پیشین[1] تابع صفر در نظر گرفته شود. مسئله دیگر زمانی به وجود می‌آید که هیچ معامله‌ای در یک روز خاص صورت نگیرد. اگر این روزها در نمونه باقی بمانند، معمولا هزینه برآورد شده به سمت پایین تورش‌دار خواهد بود. همچنین اگر این روزها از نمونه حذف گردند، به دلیل این‌که ممکن است تغییرات قیمت موثر چند روز طول بکشد، احتمال افزایش ناهمگونی وجود دارد. در ادامه چگونگی استفاده از نمونه‌بردار گیبس در تخمین بیزین شرح داده می‌شود.

۳-۱- تخمین بیزین با استفاده از نمونه بردار گیبس

در این مطالعه همانند مطالعه هاسبروک (۲۰۰۹) از روش بیزین استفاده شده است. به منظور تکمیل مدل اقتصادسنجی بیزی لازم است که نوع تابع توزیع u_t مشخص شود؛ که در این‌جا $u_t \sim^d i.i.d.N(0,\sigma_u^2)$ است. در ادامه تابع توزیع پیشین پارامترها توضیح داده می‌شود.

در معادله ۲، $\{c,\sigma_u^2\}$ نمونه را مشخص می‌کند. دو پارامتر مدل یعنی $p \equiv \{p_1,p_2,\dots,p_T\}$ مجهول می‌باشند و داده‌های پنهان، شاخص‌های جهت‌دهی تجاری $q \equiv \{q_1,\dots,q_T\}$ هستند (با مشخص بودن p و q می‌توان $m \equiv \{m_1,\dots,m_T\}$ را تعیین نمود). تابع چگالی پسین[2] $f(c,\sigma_u|p)$ به صورت تصادفی تعیین می‌شود (به عبارتی می‌توان آن را با استفاده از میانگین و سایر خصوصیات آماری محاسبه نمود). که این موقعیت تصادفی با شبیه‌سازی تابع چگالی پسین با استفاده از نمونه برداری گیبس ایجاد می‌گردد. به عبارتی در ابتدا c و q مقداردهی اولیه می‌شوند. سپس، c از تابع $f(c|\sigma_u^2,q,p)$، σ_u^2 از تابع $f(\sigma_u^2|c,q,p)$ و q_1 از تابع $f(q_1|c,\sigma_u^2,q_2,q_3,\dots q_T,p)$ استخراج می‌گردند (در ادامه جزئیات بیشتر این نوع استخراج توضیح داده خواهد شد).

اگر Δq_t معلوم باشد، معادله ۲ یک رگرسیون خطی ساده با ضریب c است، که این رگرسیون خطی موضوع اصلی تجزیه و تحلیل‌های این بخش است. این ساده‌سازی‌ها با استفاده از نتایج استاندارد آمار بیزین انجام می‌شود و راه‌هایی که در آن مدل ممکن است تعمیم یابد را ارائه می‌دهد. در ادامه شبیه‌سازی اجزاء معادله ۲ مطرح شده است.

---

[1]. Priori
[2]. Posterior

۳-۲- شبیه‌سازی ضرایب در یک رگرسیون خطی

مدل رگرسیونی بیزین استاندارد $y = Xb + e$ می‌باشد که y بردار ستونی از n متغیر وابسته و X ماتریسی $n \times k$ از رگرسورهای مستقل می‌باشد. همچنین b برداری از ضرایب و e باقیمانده‌ها است که دارای توزیع $e \sim N(0, \Omega_e)$ می‌باشد. با توجه به Ω_e، تابع توزیع پیشین و پسین b به ترتیب برابر است با $b \sim N(\mu_b, \Omega_b)$ و $b \sim N(\mu_b^*, \Omega_b^*)$. در تابع پسین $\mu_b^* = \left(X'\Omega_e^{-1}X + \Omega_b^{-1}\right)'\left(X'\Omega_e^{-1}y + \Omega_b^{-1}\mu_b\right)$ و $\Omega_b^* = \left(X'\Omega_e^{-1}X + \Omega_b^{-1}\right)'$ می‌باشد. کارلین و لوئیس[1] (۲۰۰۰)، لنکستر[2] (۲۰۰۴) و گوَکِی[3] (۲۰۰۵) نیز در مطالعات خود این موارد را ذکر نمودند.

زمانی که توزیع پیشین b به دامنه $b_- < b < \bar{b}$ محدود گردد، پارامترها و محدوده زمانی توزیع پسین مشابه با توزیع پیشین می‌باشد (هاسبروک، ۲۰۰۹).

۳-۳- شبیه‌سازی ماتریس کواریانس خطا

هاسبروک (۲۰۰۹)، در مطالعه خود از رابطه $\Omega_e = \sigma^2 I$ استفاده می‌نماید. که در این‌جا اگر تابع توزیع پیشین برابر $\sigma^2 \sim IG(\alpha, \beta)$ باشد (IG توزیع گاما معکوس است)، تابع توزیع پسین نیز $\sigma^2 \sim IG(\alpha^*, \beta^*)$ می‌باشد، که در آن $\alpha^* = \alpha + n/2$ و $\beta^* = [\beta^{-1} + \sum e_i^2/2]^{-1}$ است.

۳-۴- شبیه‌سازی شاخص‌های جهت‌دهی تجاری

با توجه به معلوم بودن c و σ_u^2، گام باقیمانده در نمونه‌برداری استخراج $q \equiv \{q_1, .., q_T\}$ به روش متوالی می‌باشد. این مرحله شامل استخراج q_1، q_2 و q_3 است که به ترتیب برابر با $q_1|q_2, \dots q_T$، $q_2|q_1, q_3 \dots q_T$ و $q_3|q_1, q_2, q_4, \dots q_T$ می‌باشد و این روند همچنان ادامه دارد. که در این روابط علامت (|) استخراج شرطی را مشخص می‌کند. مجموعه کامل اطلاعات شرطی شامل تغییرات قیمت $\Delta p \equiv \{\Delta p_2, \dots, \Delta p_T\}$ و پارامترهای c و σ_u^2 می‌باشد.

---

1. Carlin and Louis (2000)
2. Lancaster (2004)
3. Geweke (2005)

اولین کاربرد u_t برای در نظر گرفتن قیمت‌های قابل مشاهده u_2 می‌باشد که ممکن است به عنوان تابعی از q_1 مطابق $u_2(q_1) = \Delta p_2 - cq_2 + cq_1$ نوشته شود و تابع توزیع پیشین آن به صورت $u_2 \sim N(0, \sigma_u^2)$ می‌باشد. q_1 مقادیر $+1$ و -1 را با احتمال برابر می‌گیرد. نسبت احتمال تابع توزیع پسین خرید به تابع توزیع پسین فروش برابر است با:

$$\frac{\Pr(q_1 = +1|q_2, \dots)}{\Pr(q_1 = -1|q_2, \dots)} = \frac{f(u_2(q_1 = +1))}{f(u_2(q_1 = -1))}$$

که در این معادله f تابع چگالی نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_u^2 است. طرف سمت راست این معادله به آسانی محاسبه می‌شود و q_1 با استفاده از تابع احتمال برنولی استخراج می‌گردد. برای استخراج q_2 می‌توان از دو معادله $u_2(q_2) = \Delta p_2 - cq_2 + cq_1$ و $u_3(q_2) = \Delta p_3 - cq_3 + cq_2$ استفاده نمود. با توجه به فروض سریالی مستقل u_t، نسبت احتمال تابع توزیع پسین برابر است با:

$$\frac{\Pr(q_2 = +1|q_1, q_3, \dots)}{\Pr(q_1 = -1|q_1, q_3, \dots)} = \frac{f(u_2(q_2 = +1))f(u_3(q_2 = +1))}{f(u_2(q_2 = -1))f(u_3(q_2 = -1))}$$

در این رابطه نیز مانند حالت قبل ابتدا طرف سمت راست محاسبه می‌گردد و با توجه به q_t باقیمانده، محاسبات ادامه می‌یابد. برای تمامی q_tهای استخراج شده (به جزء مورد اول و آخر) نسبت احتمال تابع پسین تنها اختلالات مجاور u_t و u_{t-1} را شامل می‌گردد. نسبت احتمال پسین برای آخرین استخراج برابر است با:

$$\frac{\Pr(q_T = +1|q_1, \dots, q_{T-1})}{\Pr(q_T = -1|q_1, \dots, q_{T-1})} = \frac{f(u_T(q_T = +1))}{f(u_T(q_T = -1))}$$

برای بعضی از نمونه‌ها و در زیرمجموعه‌ای از زمان، جهت‌های تجاری ممکن است شناخته شده باشند. q_tها ممکن است به سادگی در مقادیر شناخته شده خود باقی بمانند. امکان بروز چنین وضعیتی در روزهایی که هیچ معامله‌ای وجود ندارد، افزایش می‌یابد. برای این روزها $q_t = 0$ در نظر گرفته می‌شود و در نتیجه با توجه به معادله ۲، رابطه $p_t = m_t$ به دست می‌آید. این قضیه ممکن است با ارائه الگویی کلی‌تر که احتمال نبود معامله را نیز در نظر بگیرد، رسما توجیه شود. اگر احتمال نبود معامله با π مشخص شود، در مدل کلی q_t مقادیر ۰، ۱+ و ۱- را با احتمال π،

$\frac{1-\pi}{2}$ و $\frac{1-\pi}{2}$ می‌گیرد. با فرض وجود روزهای بدون معامله، احتمال خرید و فروش یکسان است و تمایلی برای تخمین و توصیف مدل وجود ندارد.

با در نظر گرفتن این فرضیه اقتصادی که هزینه‌های تجاری معمولا مثبت هستند، ضریب c در این‌جا مثبت است ($C > 0$). اما از دیدگاه آماری، این ضریب عددی منفی است ($C < 0$) و همه جهت‌های تجاری علائم متضادی دارند. همچنین تابع توزیع پسین شبیه‌سازی شده برای c دوقطبی و متقارن است. در این بخش از فرضیه اقتصادی و اعمال محدودیت $C > 0$ بر روی تابع توزیع پیشین استفاده می‌شود. رگرسورها در معادله ۲ Δq_t می‌باشند که شبیه‌سازی شده‌اند. اگر q_tها در یک تکرار از نمونه‌گیری استخراج شوند، همگی دارای علامت یکسانی می‌باشند در نتیجه Δq_tها برابر صفر خواهند بود و رگرسیون محاسبه شده حاوی اطلاعات مفیدی نخواهد بود (برای این مرحله). در این حالت، استخراج باید از توزیع پیشین صورت گیرد و توزیع‌های پیشینی از c که دارای پراکندگی است رد می‌شود (هاسبروک، ۲۰۰۹: ۱۴۵۰).

۳-۵- مدل اصلی بازار

همانند هاسبروک (۲۰۰۹) مدل برآورد شده در این مطالعه تعمیم‌یافته مدل رول اصلی با در نظر گرفتن جنبه‌های مختلف است. با هدف تخصیص تغییرات قیمت معاملاتی میان بازدهی واقعی (قیمت کارا) و هزینه‌های معاملاتی گذرا می‌توان رگرسورهای دیگری را به معادله ۲ اضافه نمود. هر عاملی که قدرت توضیح‌دهندگی متغیرها را داشته باشد، رسیدن به نتیجه را تسریع می‌بخشد. مدل اصلی بازار برابر است با:

$$\Delta p_t = c\Delta q_t + \beta_m r_{mt} + u_t \qquad (۳)$$

در معادله ۳ r_{mt} بازدهی بازار در روز t است و از Δq_t مستقل می‌باشد. در صورتی که شاخص‌های جهت‌دهی تجاری برای سهام از یکدیگر مستقل باشند، مقادیر اختلاف قیمت خرید و فروش متنوعی ایجاد می‌گردد. ذکر این نکته مهم است که اگرچه هدف این بخش بهبود برآورد c است، نقش بسزایی نیز در بهبود برآورد β_m دارد. تابع توزیع پیشین c دارای میانگین صفر و واریانس ۰٫۰۵^۲ و تنها شامل اعداد مثبت می‌باشد ($N^+(\mu = 0, \sigma^2 = 0.05^2)$. μ و σ^2 تنها پارامترهای اصلی هستند. میانگین و واریانس واقعی توزیع به علت خلاصه‌سازی‌ها متفاوت

می‌باشد. تابع توزیع پیشین β_m و σ_u^2 به ترتیب برابر با $N(\mu=1,\sigma^2=1)$ و $IG(\alpha=1\times10^{-12},\beta=1\times10^{-12})$ می‌باشد.

نمونه‌گیری شامل چهار گام می‌باشد و برنامه زیر را دنبال می‌کند:

- گام (۰): اگرچه رفتار محدود کننده نمونه نسبت به مقادیر اولیه یکسان است، حدس‌های اولیه مناسب ممکن است همگرایی را تسریع بخشد. شاخص‌های جهت‌دهی تجاری q_t با توجه به علامت آخرین تغییر قیمت تعیین می‌شود. مطابق با مطالعه هاسبروک (۲۰۰۹) اگر برای q_1 عدد ۱+ در نظر گرفته شود، $\sigma_u^2=0.0004$ می‌شود. C و β_m باید ابتدا استخراج شوند، بنابراین هیچ مقادیر اولیه‌ای برای آن‌ها در نظر گرفته نمی‌شود.
- گام (۱): در این گام بر اساس آخرین مقادیر شبیه‌سازی شده برای σ_u^2 و مجموعه q_t، تابع توزیع پیشین برای ضرایب رگرسیون (C و β_m) مشخص می‌شود.
- گام (۲): با توجه به C، β_m و مجموعه q_t، u_t ضمنی محاسبه و تابع توزیع پیشین جدیدی برای σ_u^2 در نظر گرفته می‌شود.
- گام (۳): با توجه به C، β_m و σ_u^2، $q_1,q_2,\dots,q_T$ استخراج می‌گردند. بعد از انجام این مرحله به گام اول برگشته و مراحل دوباره تکرار می‌شوند.

برای کم کردن فشار محاسباتی، هر نمونه‌گیری تنها برای ۱۰۰۰ تکرار اجرا می‌شود. اگرچه این مقدار مطابق استانداردهای تجزیه و تحلیل‌های زنجیره مارکوف مونت کارلو نیست، اما با توجه به مطالعه هاسبروک به نظر می‌رسد که کافی باشد، زیرا آزمایش با ۱۰۰۰۰ تکرار اساسا روی میانگین پارامترهای تخمین زده شده تاثیری ندارد. از میان ۱۰۰۰ استخراج صورت گرفته برای هر پارامتر ابتدا ۲۰۰ تای آن حذف می‌شود تا تاثیر مقادیر شروع را از بین ببرد. میانگین ۸۰۰ مقدار باقیمانده به عنوان یک نقطه برآورد پارامتر در تجزیه و تحلیل‌ها استفاده می‌شود.

به طور خلاصه در این مطالعه به منظور برآورد شاخص هزینه معاملاتی از قیمت‌های پایانی روزانه، که به منظور تعدیل مدل CCAPM مورد استفاده قرار می‌گیرد، به بررسی مدل رول پرداخته می‌شود. به عبارتی همانند هاسبروک از نمونه‌گیری گیبس به منظور برآورد پارامترهای مدل (C,σ_u^2)، شاخص‌های جهت‌دهی تجاری و قیمت‌های موثر استفاده می‌گردد. نمونه‌گیری گیبس یک فرآیند تکراری با سه گام برای هر تکرار است. لازم به ذکر است که نتایج این بخش با استفاده از داده‌های روزانه بورس اوراق بهادار تهران و کدنویسی در نرم‌افزار SAS به دست می‌آید.

۴- داده‌ها و متغیرهای تحقیق و انواع معیارهای نقدشوندگی

به منظور بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف در بورس اوراق بهادار تهران در این مطالعه از داده‌های فصلی مربوط به فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۳۹۶ استفاده می‌شود. اطلاعات مربوط برای ۴۷ شرکت و از وب سایت و گزارشات سالانه بانک مرکزی، بانک اطلاعات آماری ره‌آورد نوین، سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است. همچنین به منظور تعدیل مدل از ۶ معیار نقدشوندگی و ۲ مشخصه بازار (اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازاری) استفاده می‌شود که در زیر به شرح آن‌ها پرداخته می‌شود:

معیار اول: تعداد روزهای بدون حجم معامله که در سال ۲۰۰۶ توسط ویمین لئو به‌کار گرفته شد.

$$LM = \left[NZeros + \left(\frac{\frac{1}{Turn}}{Deflator} \right) \right] * (21/NTDays)$$

در رابطه بالا، NZeros تعداد روزهای بدون حجم معامله در طی ماه قبل، Turn نسبت حجم معاملات ماهانه به تعداد سهام منتشره در ماه گذشته و NTDays تعداد روز معامله در بازار طی ماه قبل است. همچنین Deflator تعدیل‌کننده است که (1/Turn)/Deflator را بین صفر و یک قرار می‌دهد. در این پژوهش، با توجه به داده‌های محاسبه شده، مقدار تعدیل‌کننده یک میلیارد در نظر گرفته شده است. استفاده از متغیر Turn (نسبت حجم معاملات ماهانه به تعداد سهام منتشر شده) به این علت است که سهام با گردش بالاتر، نقدشونده‌تر به‌حساب می‌آیند و مشابه این است که تعداد روز بدون معامله کمتری دارند. به دلیل این‌که کل تعداد روزهای معامله در طی ماه می‌تواند از ۱۵ تا ۲۳ روز متفاوت باشد، ضرب عامل (21/NTDays) استاندارد تعداد روزهای معامله در ماه را ۲۱ روز در نظر می‌گیرد تا این معیار نقدشوندگی در طی زمان قابل مقایسه باشد (لئو[1]، ۲۰۰۶: ۶۳۵).

معیار دوم: STURN می‌باشد که با توجه به نسبت مجموع حجم معاملات ماهانه به تعداد سهام منتشره در ابتدای ماه به دست می‌آید.

[1]. Liu (2006)

معیار سوم: حجم ریالی معاملات ماهانه[1] است که برای قابل مقایسه بودن معیارها، به‌صورت میلیارد ریال بیان می‌شود و به عنوان سنجه دیگر نقدشوندگی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

معیار چهارم: (M/B) نسبت ارزش دفتری به بازاری است که از تقسیم ارزش دفتری دارایی‌ها بر مجموع ارزش دفتری کل دارایی‌ها و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام منهای ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به دست می‌آید. فرض می‌شود که ارزش دفتری بدهی‌ها با ارزش بازار آن برابر است. اگر ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام اضافه شود ارزش بازار دارایی‌ها بدست می‌آید. و از تقسیم ارزش دفتری دارایی‌ها بر ارزش بازار دارایی‌ها نسبت (M/B) به دست می‌آید.

معیار پنجم: اندازه شرکت[2] است که با استفاده از ارزش بازاری شرکت به دست می‌آید و برابر با حاصل ضرب تعداد سهم در قیمت روزانه هر سهم می‌باشد.

معیار ششم: گوپالان[3] معیار عدم نقدشوندگی را که توسط آمیهود ارائه شده به منظور تصحیح چولگی زیاد آن بهینه نموده است. معیار بهینه شده توسط گوپالان به روش زیر محاسبه می‌گردد:

$$Illiq_{i,t} = \frac{1}{N_{i,t}} \sum_{j=1}^{N_{i,t}} \sqrt{\frac{|R_{ij}|}{Vol_{i,j} \,.\, P_{i,j-1}}}$$

که در این معادله $N_{i,t}$ تعداد روزهای معاملاتی سهام i در ماه t، R_{ij} بازدهی سهام، $Vol_{i,j}$ حجم معاملات سهام و $P_{i,j-1}$ قیمت پایانی سهام می‌باشد.

اساس این معیار بر این است که اگر قیمت سهام در واکنش به حجم کوچکی از معاملات سهام به مقدار قابل توجهی تغییر کند، سهام از نقدشوندگی پایین‌تری برخوردار است (یعنی اندازه معیار عدم نقدشوندگی آمیهود برای آن بالاست) پس معیار عدم نقدشوندگی آمیهود واکنش قیمت بازار سهام را نسبت به جریان‌های سفارش اندازه‌گیری می‌کند.

معیار هفتم: معیار هزینه‌های معاملاتی موثر هاسبروک (۲۰۰۹) می‌باشد. هاسبروک معیار هزینه‌های معاملاتی موثر را بر مبنای مدل رول (۱۹۸۴) توسعه می‌دهد. معیار رول، با استفاده از رابطه $\sqrt{-cov(\Delta p_t, \Delta p_{t+1})}$ به دست می‌آید که در آن P لگاریتم قیمت معاملاتی می‌باشد و

[1]. Vol Monthly
[2]. Size
[3]. Gopalan

شامل محاسبه همبستگی سریالی منفی در بازدهی‌ها است. این معیار نیازمند این است که $cov(\Delta p_t, \Delta p_{t+1})$ منفی باشد. با این وجود، رول کوواریانس مثبتی را تقریبا در نیمی از موارد پیدا می‌کند. یک راه حل ساده این است که مقدار پیش فرض، صفر در نظر گرفته شود. برآورد cGibbs که در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته مبتنی بر روش بیزین هاسبروک (۲۰۰۴) است، که این مشکل را حداقل می‌کند.

معیار هشتم: معیار کاروین و اسچالتز[1] (۲۰۱۲) می‌باشدکه با استفاده از بالاترین (H_t) و پایین‌ترین (L_t) قیمت‌های روزانه، اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش را برآورد نمودند که با استفاده از روابط زیر محاسبه می‌شود:

$$\gamma = \left[\ln(\frac{H^A_{t,t+1}}{L^A_{t,t+1}})\right]^2$$

$$\beta = \sum_{j=0}^{1}\left[\ln(H^0_{t+j}/L^0_{t+j}\right]^2$$

$$\alpha = \frac{\sqrt{2\beta}-\sqrt{\beta}}{3-2\sqrt{2}} - \sqrt{\frac{\gamma}{3-2\sqrt{2}}}$$

$$CSspread = \frac{2(e^{\alpha}-1)}{1+e^{\alpha}}$$

در ادامه لازم است بیان شود که در این پژوهش به منظور تخمین مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف تعدیل شده از داده‌های مصرف داخلی مربوط به هزینه مصرفی کالاهای بی‌دوام و خدمات سرانه استفاده می‌شود. همچنین نرخ بازده بدون ریسک معادل نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت می‌باشد. جداول ۱ و ۲ خصوصیات آماری و درجه همبستگی معیارها و متغیرهای استفاده شده در مدل را نشان می‌دهد. همبستگی میان اکثر معیارهای نقدشوندگی به کار برده شده مثبت می‌باشد، دامنه این ارتباط مثبت بین ۰/۰۸۵ تا ۰/۷۶ است. وجود این ارتباط مثبت نشان‌دهنده این است که سهام کوچک و همچنین سهام توقیف شده نقدشوندگی کمتری دارند و داشتن یک اثر قیمتی زیاد، منجر به هزینه‌های معاملاتی بالا و حجم معاملاتی کم می‌گردد. بالاترین درجه همبستگی مثبت میان معیار اندازه و نسبت ارزش دفتری به

[1]. Corwin and Schultz (2012)

بازاری و همچنین میان Sturn و حجم معاملات ماهانه برقرار است. ولی معیار لئو (۲۰۰۶) با اکثر معیارهای به کار برده شده همبستگی منفی دارد.

جدول ۱: خصوصیات آماری

بخش اول	خصوصیات آماری	گوپالان	CSspread	M/B	Liu	size	sturn	Vol monthly	gibbs	نرخ رشد مصرف	بتای مصرف	بتای نقدشوندگی
	میانگین	۰/۰۳۳۵	۰/۲۴۳۷	۰/۱۲۵۰	۱۱/۱۷۵۳۵	۲۳۵۰۰۰	۰/۰۳۲۴	۳۲۶۳۸۲۱۴	۰/۰۲۰۲	۱۸/۱۴۸	۰/۰۶۱	۰/۱۹۱
	میانه	۰/۰۰۰۰	۰/۲۶۸۳	۰/۰۶۵۰	۳/۳۱۵۸	۲۹۴۰۰	۰/۰۱۲۲	۳۸۸۸۱۰۶	۰/۰۰۰۲	۱۷/۷۵۲	۰/۰۵۳	۰/۱۴۶
	انحراف معیار	۰/۰۹۶۴	۰/۰۸۹۴	۰/۱۹۹۳	۳۳/۱۹۴	۷۵۳۰۰۰	۰/۰۵۶۲	۱۰۷۰۰۰۰۰۰	۰/۰۸۸۳	۹/۷۵۴	۰/۱۱۳	۰/۱۰۲
	حداکثر	۰/۳۸۷۱	۰/۴۳۴۲	۲/۱۹۱۵	۴۴۱/۰۱۱۵	۱۲۲۰۰۰۰۰	۰/۷۳۱	۱۸۰۰۰۰۰۰۰	۲/۳۷	۳۲/۰۲۵	۰/۲۷۳	۰/۴۲۱
	حداقل	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	−۰/۲۲۱۴	۰/۰۰۰	۸۲۵	−۰/۰۱۳۴	−۱۳۴۳۶۲۲	۰/۰۰۰	۳/۶۹۴	−۰/۱۲۰	۰/۰۸۶

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲: درجه همبستگی معیارها

بخش دوم	درجه همبستگی								
		گوپالان	CSspread	M/B	Liu	size	sturn	Vol monthly	gibbs
	گوپالان	۱							
	CSspread	۰/۲۶۰۷۹۱	۱						
	M/B	−۰/۰۲۰۴۹۰	۰/۳۹۹۱۲۵	۱					
	Liu	−۰/۰۳۸۸۸۵	−۰/۲۵۶۶۵۳	۰/۰۸۶۸۸۶	۱				
	Size	−۰/۰۱۷۹۲۱	۰/۲۵۲۷۴	۰/۷۶۵۳۲	۰/۲۶	۱			
	Sturn	۰/۱۴۵۹	۰/۴۵۰۰۷	۰/۴۲۳۶۵	−۰/۱۵۹۲	۰/۳۶۳	۱		
	Vol monthly	۰/۱۲۵۶۴	۰/۲۹۵۷	۰/۳۹۵	−۰/۰۸۹۴	۰/۳۸۶۶	۰/۶۹۹۲	۱	
	Gibbs	−۰/۰۸	۰/۰۸۵۱۴	۰/۴۴۳	−۰/۰۵۶۸	۰/۳۰۳۹	۰/۱۲۰۴	۰/۱۰۰۳	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- برآورد مدل و نتایج

مدل مورد استفاده در این پژوهش بر اساس سبدها آزمون می‌گردد. سبدها بر اساس معیارهای مورد استفاده در این پژوهش ساخته می‌شود. به منظور ساخت سبدها ابتدا تمامی سهام موجود و فعال در بورس اوراق بهادار که دارای شرایط مشخصی[۱] باشند، در نظر گرفته می‌شود. سپس سهام بر اساس معیارهای مورد استفاده در این پژوهش به ترتیب از سهام دارای نقدشوندگی بیشتر به سهام دارای نقدشوندگی کمتر مرتب می‌گردد. سهام مربوط به هر فصل بین بیست سبد تقسیم و جای‌گذاری می‌گردد، به ترتیبی که سهام موجود در سبد نخست متشکل از سهام با بالاترین میزان نقدشوندگی و سهام موجود در سبد بیستم مشتمل بر سهام دارای کمترین میزان نقدشوندگی می‌باشند[۲].

مدل تعدیل شده با نقدشوندگی نشان می‌دهد که بازده مورد انتظار سهام توسط ریسک مصرف و ریسک نقدشوندگی تعیین می‌شود. مطابق مطالعه لئو و همکاران (۲۰۱۶) از دو رگرسیون زیر به منظور تخمین بتای مصرف و بتای نقدشوندگی استفاده می‌شود:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_{i,tc} + \beta_{R_ic}\Delta C_t + \varepsilon_{i,t} \quad (۴)$$

$$-u_{it} = \alpha_{itc} + \beta_{TC_ic}\Delta C_t + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

که $R_{it} - R_{ft}$ مازاد بازده پرتفوی i نسبت به بازده بدون ریسک و ΔC رشد مصرف کالاها و خدمات بی‌دوام و u_{it} باقیمانده رگرسیون زیر می‌باشند:

$$tc_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}tc_{it-1} + u_{it} \quad (۶)$$

که در آن tc_{it} هزینه‌های معاملاتی دارایی i در فصل t است. استفاده از تغییر در هزینه‌های معاملاتی، u_{it}، به علت دوام و پایداری نقدشوندگی است. علاوه بر این بتای نقدشوندگی را می‌توان مستقیما با استفاده از هزینه‌های معاملاتی برآورد نمود:

---

[۱]. قبل از سال مالی ۱۳۸۸ در بورس پذیرفته و تا پایان سال مالی ۱۳۹۶ خارج نشده باشند، سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد، جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند، ارزش دفتری شرکت‌ها منفی نباشد، بیش از سه ماه توقف معاملاتی نداشته باشند، سهام شرکت‌های مورد نظر حداقل ۱۰۰ روز در طی حداقل ۹ ماه در بورس اوراق بهادار تهران مورد معامله قرار گرفته باشند.

[۲]. همچنین به منظور محاسبه بازدهی پرتفوی از روش مورد استفاده توسط Liu and Strong (2008) استفاده می‌شود.

$$-tc_{it} = \alpha_{itc} + \beta_{TC_{ic}}\Delta C_t + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

لازم به ذکر است که در این مطالعه به منظور برآورد رگرسیون‌ها از دو روش Pooled GLS و مدل رگرسیونی دو مرحله‌ای فاما و مکبث (۱۹۷۳) استفاده شده است ولی با توجه به دست‌یابی به نتایج مشابه در این بخش تنها نتایج روش Pooled GLS مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. آزمون‌های مقایسه‌ای بین مدل CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی (معادله ۹) و CCAPM سنتی (معادله ۸) با استفاده از رگرسیون های مقطعی زیر انجام می‌شود:

$$R_{pt} - R_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{R_pc} + \varepsilon_{pt} \quad (۸)$$

$$R_{pt} - R_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1 tc_{pt} + \gamma_2\beta_{R_pc} + \gamma_3\beta_{TC_pc} + \varepsilon_{pt} \quad (۹)$$

که $R_{pt} - R_{ft}$ مازاد بازده سبد p نسبت به بازده بدون ریسک در فصل t، β_{R_pc} بتای مصرف و β_{tc_pc} بتای نقدشوندگی است. tc_{pt} نیز هزینه‌های معاملاتی سبد p است که در بخش سوم به شرح آن پرداخته شد. به منظور محاسبه بتای مصرف با استفاده از رگرسیون سری زمانی، بازده سبد بر روی رشد مصرف رگرس می‌گردد و چگونگی در معرض قرار گرفتن بازده سبدها در مقابل رشد مصرف مشخص می‌شود. به عبارتی با استفاده از روش OLS معادله ۴ برای هر یک از ۲۰ سبد برآورد می‌گردد. همچنین بتای نقدشوندگی با استفاده از رگرسیون سری زمانی تغییرات نقدشوندگی بر روی رشد مصرف و برای هر سبد محاسبه می‌گردد. در این مورد نیز با استفاده از روش OLS، ۲۰ بتای نقدشوندگی برای ۲۰ سبد طبقه‌بندی شده محاسبه می‌گردد. در ادامه به منظور محاسبه مقدار $tc_{p,t}$ از رگرسیون هزینه‌های معاملاتی بر روی بتای نقدشوندگی استفاده می‌گردد به طوری که باقیمانده‌های این رگرسیون همان مقدار $tc_{p,t}$ می‌باشد. آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) معتقدند که سطح نقدشوندگی با ریسک نقدشوندگی ارتباط دارد. بنابراین رگرس نمودن هزینه‌های معاملاتی روی بتای نقدشوندگی منجر به کاهش مسئله همخطی چندگانه می‌گردد.

برآورد معادله ۹ که همان مدل CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی است در جدول ۳ آورده شده است. جدول ۳ شامل دو بخش می‌باشد. در بخش اول CSspread و در بخش دوم cGibbs به عنوان هزینه معاملاتی در نظر گرفته می‌شود. ستون اول در هر بخش شامل معیارهایی است که سبدها بر اساس آن ساخته می‌شود. ستون دوم، سوم و چهارم به ترتیب مربوط به هزینه معاملاتی، بتای مصرف و بتای نقدشوندگی است. اعداد داخل پرانتز t-statistic ضرایب می‌باشد.

جدول ۳: برآورد مدل $R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 tc_{p,t} + \gamma_2 \beta_{R_{p,c}} + \gamma_3 \beta_{TC_{p,c}} + \varepsilon_{p,t}$

بخش اول: CSspread به عنوان معیار نقدشوندگی			
نوع پرتفوی‌های طبقه‌ندی شده	$tc_{p,t}$	$\beta_{R_{p,c}}$	$\beta_{TC_{p,c}}$
CSspread	−۱۴/۸۸۸۴۰ (−۲/۵۰۱۹۸۴)	۲/۷۹۹۹۳۵ (۱/۰۳۱۱۱۲)	۴/۸۸۵۵۲۷ (۲/۸۵۰۸۸۹)
Gopalan	−۹/۵۸۷۰۱۵ (−۱/۳۸۳۱۴۶)	۶/۲۱۲۰۶۶ (۲/۱۷۱۱۲۳)	۱۶/۲۸۱۱۵ (۶/۲۱۷۵۵۰)
Book/Market	−۸/۶۹۸۱۸۴ (−۰/۹۵۴۵)	۵/۸۵۵۸۳۲ (۱/۶۴۹۴۱۶)	۱۷/۸۰۵۴۱ (۵/۴۵۴۸۲۵)
Size	−۷/۲۶۱۸۷ (−۱/۴۸۴۷۱)	۴/۳۳۹۱۸۲ (۰/۵۸۹۰۰۶)	۱۳/۲۵۵۹۸ (۳/۷۳۵۳۳)
Liu	−۱۲/۳۹۸۲۳ (−۱/۹۵۰۴۷۴)	۳/۱۲۰۹۵۶ (۱/۲۴۶۴۵۱)	۲۲/۲۹۹۰۹ (۹/۰۸۱۸۹۵)
Sturn	−۳/۴۰۲۶۴ (−۰/۹۶۰۷۲)	۱۰/۹۷۶۴ (۱/۴۷۰۴۹۱)	۱۵/۷۷۷۱۸ (۲/۶۶۶۷۲۸)
Vol Monthly	−۱۳/۸۰۸۲ (−۰/۷۱۶۵۲)	۳/۷۳۷۸۷۵ (۰/۴۶۹۳۷۲)	۱۵/۶۱۴۵۴ (۳/۸۶۸۳۷۴)
Gibbs	−۴/۱۷۷۶۸ (−۱/۰۳۰۷۸)	۵/۳۵۸۹ (۱/۵۴۸۳۵۵)	۱۹/۴۱۲۳۷ (۵/۲۲۷۳۱۱)

بخش دوم: cGibbs به عنوان معیار نقدشوندگی			
نوع پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده	$tc_{p,t}$	$\beta_{R_{p,c}}$	$\beta_{TC_{p,c}}$
CCspread	۱/۵۳۹۱۷۳ (۰/۳۹۶۲۷)	۱۸/۷۳۳۱ (۱۳/۲۴۰۶۱)	۱/۳۲۹۵۷۱ (۲/۰۱۴۸۱۴)
Gopalan	−۴/۱۳۳۲۹ (−۱/۷۸۵۱۲)	۱/۹۰۱۸۸۷ (۰/۳۸۹۴۷۷)	۸/۵۸۵۶۷۹ (۲/۱۶۸۹۸۸)
Book/market	−۵/۵۹۹۰۷ (−۱/۳۵۸۳۴)	۲۲/۹۲۴۵۷ (۴/۵۷۱۷۳۵)	−۰/۵۹۴۸۱ (−۰/۲۵۶۷۲)
Size	۱/۱۰۴۳۶۲ (۰/۵۰۳۶۶۹)	۰/۵۵۲۵۸۶ (۰/۲۵۰۰۷۱)	۴/۸۲۲۵۲۴ (۳/۹۴۴۹۹۸)
Liu	۲۲/۴۶۵۲ (۰/۷۴۵۵۰۱)	−۲/۸۹۴۴۸ (−۲/۰۶۵۷۴)	۱۳/۹۳۸۸۷ (۲/۲۹۰۰۹۴)
Sturn	۳/۵۱۱۶۷۱ (۱/۲۶۳۵۲۲)	۱۴/۶۴۱۵۵ (۳/۵۰۸۱۱۸)	۱۷/۳۴۰۵۸ (۳/۸۸۵۳۴۲)
Vol Monthly	−۰/۹۳۵۱۱ (−۰/۵۲۸۸۷)	۱۳/۱۱۹۰۶ (۵/۸۰۲۷۲۷)	۴/۱۴۶۰۵۲ (۳/۳۱۵۶۶۹)
Gibbs	−۰/۹۳۸۲ (−۰/۱۴۴۸۳)	۳/۵۱۳۶۴۱ (۱/۶۴۶۷۲۹)	۷/۰۳۸۸۶۶ (۲/۴۱۰۱۰۴)

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که بیان گردید ستون اول جدول ۳ مربوط به هزینه‌های معاملاتی برای پرتفوی‌های ساخته شده بر اساس انواع معیارهای نقدشوندگی و ویژگی‌های بازار است. ضرایب به دست آمده برای متغیر هزینه معاملاتی، هم در بخش اول که cGibbs به عنوان معیاری برای هزینه‌های معاملاتی در نظر گرفته شده و هم در بخش دوم که CSspread به عنوان معیاری برای هزینه‌های معاملاتی در نظر گرفته شده است، نشان‌دهنده این است که هزینه‌های معاملاتی به مقدار ناچیزی به بازدهی‌ها مربوط می‌شود. به عبارتی نتایج نشان می‌دهد که هزینه‌های معاملاتی فاقد قدرت توضیح‌دهندگی برای پیش‌بینی بازدهی‌ها زمانی که ریسک نقدشوندگی وجود دارد، می‌باشد. این نتایج با مطالعه لئو و همکاران (۲۰۱۶) کاملا سازگار است. نکته‌ای که وجود دارد این است که مدل ارائه شده در این مطالعه نشان می‌دهد که نادیده گرفتن هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی منجر به برآورد نادرستی از بازدهی‌های مورد انتظار می‌شود که در بخش بعدی نیز به این موضوع پرداخته خواهد شد. به عبارتی همانند مطالعه اوهارا و همکاران (۲۰۰۲)[1] در این مطالعه نیز بیان می‌شود که هزینه‌های معاملاتی، نقدشوندگی و ریسک قیمت‌ها باید در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی گنجانده شود.

ستون دوم جدول ۳ ضرایب و آماره آزمون مربوط به بتای مصرف را نشان می‌دهد. در بیشتر موارد ضرایب به دست آمده برای بتای مصرف معنی‌دار نمی‌باشد؛ که این نتیجه با مطالعات قبلی در مورد اینکه CCAPM عملکرد ضعیفی در توضیح بازدهی سهام دارد سازگار است. به عبارتی نتایج نشان می‌دهد که ریسک مصرف قدرت محدودی در توضیح بازدهی سهام مورد انتظار دارد.

و در نهایت ستون سوم جدول ۳ نشان می‌دهد که بتای نقدشوندگی برای تمامی معیارها و با در نظر گرفتن هر دو نوع هزینه معاملاتی CSspread و cGibbs عددی مثبت و معنی‌دار است (به جز معیار B/M که بتای نقدشوندگی در آن عددی منفی و بی‌معنی است). برای مثال در مورد معیار Sturn و زمانی که cGibbs به عنوان هزینه معاملاتی در نظر گرفته می‌شود این ضریب برابر ۱۷/۳۴ و مقدار آماره آزمون آن ۳/۸۸ می‌باشد و نشان‌دهنده این است که بتای نقدشوندگی در پرتفوی‌هایی که بر اساس معیار نقدشوندگی Sturn ساخته می‌شود عددی مثبت و معنی‌دار می‌باشد و همچنین نشان می‌دهد که با افزایش ریسک نقدشوندگی بازدهی مورد انتظار پرتفوی‌ها نیز افزایش می‌یابد. به عبارتی نتایج این مطالعه در مورد ریسک نقدشوندگی نشان می‌دهد که صرف ریسک نقدشوندگی در مدل ارائه شده و بر اساس معیارهای مختلف مورد استفاده معنی‌دار

[1]. O'Hara (2002)

است و بیان‌گر این است که ریسک نقدشوندگی قیمت‌گذاری می‌شود و همچنین عاملی مهمی در قیمت‌گذاری دارایی محسوب می‌شود. علاوه بر این نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران به کواریانس بین هزینه‌های معاملاتی و رشد مصرف کل توجه می‌نمایند. بنابراین، سرمایه‌گذاران برای نگه داشتن سهام با ریسک نقدشوندگی بالا، بازده بالاتری را تقاضا می‌کنند. نتیجه به دست آمده در مورد بتای نقدشوندگی هماهنگ با مطالعه لئو و همکاران (۲۰۱۶) و لئو (۲۰۰۶) می‌باشد. همچنین سازگار با مطالعه هاشمی و همکاران (۱۳۹۲) در مورد ارتباط معنی‌دار میان نقدشوندگی و بازدهی سهام می‌باشد.

۶- بررسی میزان استحکام نتایج

در این بخش به منظور بررسی استحکام نتایج و همچنین بررسی نقش بسزای ریسک نقدشوندگی در CCAPM از R^2 رگرسیون‌های مقطعی استفاده می‌شود. به عبارتی همانند جاگانادن و وانگ[1] (۱۹۹۶) و لتا و لودویگسن[2] (۲۰۰۱)، روش فاما و مکبث (۱۹۷۳) برای محاسبه R^2 مورد استفاده قرار می‌گیرد که برای محاسبه آن از فرم زیر استفاده می‌شود:

$$R^2 = \frac{[Var_c(\bar{R}_i^e) - Var_c(\bar{\epsilon}_i)]}{Var_c(\bar{R}_i^e)}$$

در این معادله $\bar{R}_i^e$ میانگین سری زمانی مازاد بازده نسبت به بازده بدون ریسک برای پرتفوی i می‌باشد. همچنین $\bar{\epsilon}_i$ میانگین سری زمانی باقیمانده‌ها برای پرتفوی i و Var_c واریانس مقطعی می‌باشد. در اینجا R^2 سهم تغییرات بازدهی را که توسط CCAPM سنتی یا CCAPM تعدیل‌یافته با نقدشوندگی توضیح داده می‌شود اندازه‌گیری می‌کند. این معیار R^2 توسط لئو و همکاران (۲۰۱۶) و پتکوا[3] (۲۰۰۶) نیز مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج این بخش در جدول ۴ و نمودار ۱ بیان شده است.

همان‌طور که نتایج برآورد R^2 در جدول ۴ نشان می‌دهد، برای هر دو نوع معیار هزینه معاملاتی، CCAPM تعدیل شده با نقدشونگی نسبت به CCAPM سنتی بخش بزرگتری از تغییرات مقطعی را توضیح می‌دهد. به عبارتی مدل تعدیل شده از طریق پرتفوی‌های ساخته شده بر اساس معیار

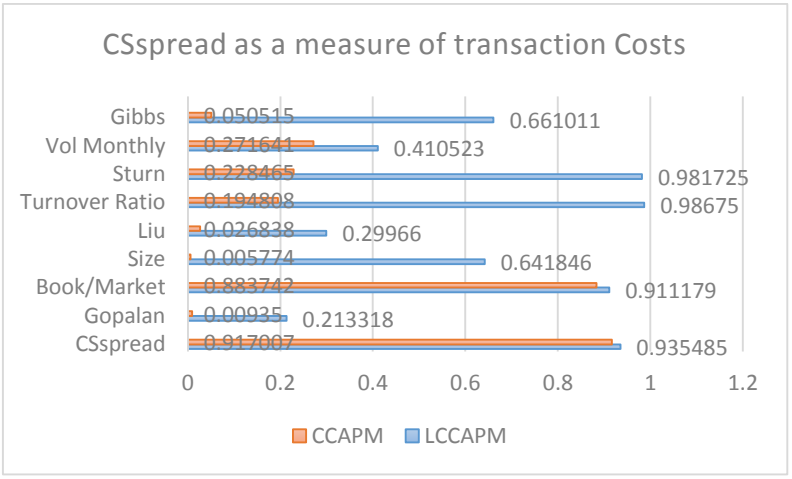
1. Jagannathan and Wang (1996)
2. Lettau and Ludvigson (2001)
3. Petkova (2006)

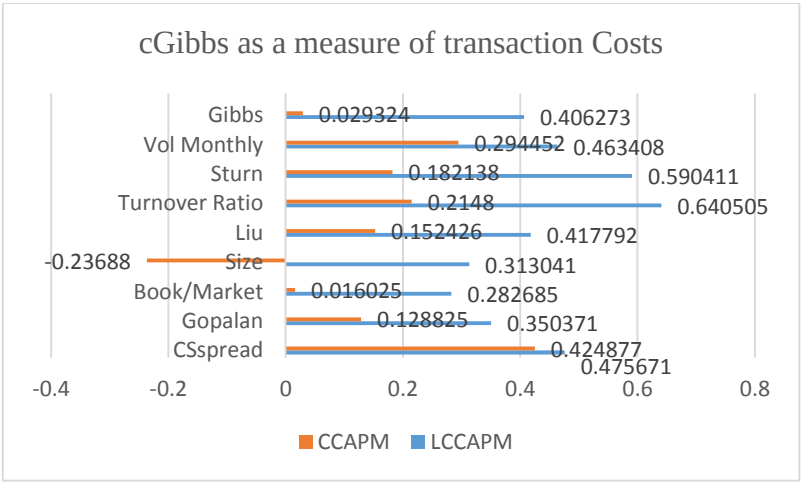
نقدشوندگی نسبت به مدل سنتی عملکرد بهتری در توضیح تغییرات بازدهی مورد انتظار دارد. برای مثال، برای پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده بر اساس معیار Sturn، مدل سنتی ۱۸٪ (زمانی که cGibbs به عنوان معیار هزینه معاملاتی در نظر گرفته می‌شود) و ۲۲٪ (زمانی که CSspread به عنوان معیار هزینه معاملاتی در نظر گرفته می‌شود) از تغییرات بازدهی را توضیح می‌دهد در حالی که برای همین معیار، مدل تعدیل شده ۵۹٪ (با cGibbs) و ۹۸٪ (با CSspread) از تغییرات بازدهی را توضیح می‌دهد. به عبارتی قدرت توضیح‌دهندگی مدل تعدیل یافته نسبت به سنتی به میزان ۴۱٪ (با cGibbs) و ۷۶٪ (با CSspread) بیشتر است.

جدول ۴: نتایج مربوط به R^2

بخش اول: CSspread به عنوان معیار نقدشوندگی		
R^2 مربوط به CCAPM سنتی	**R^2 مربوط به CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی**	**نوع پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده**
۰/۹۱۷۰۰۷	۰/۹۳۵۴۸۵	**CSspread**
۰/۰۰۹۳۵	۰/۲۱۳۳۱۸	**Gopalan**
۰/۸۸۳۷۴۲	۰/۹۱۱۱۷۹	**Book/Market**
۰/۰۰۵۷۷۴	۰/۶۴۱۸۴۶	**Size**
۰/۰۲۶۸۳۸	۰/۲۹۹۶۶	**Liu**
۰/۲۲۸۴۶۵	۰/۹۸۱۷۲۵	**Sturn**
۰/۲۷۱۶۴۱	۰/۴۱۰۵۲۳	**Vol Monthly**
۰/۰۵۰۵۱۵	۰/۶۶۱۰۱۱	**Gibbs**
بخش دوم: cGibbs به عنوان معیار نقدشوندگی		
R^2 مربوط به CCAPM سنتی	**R^2 مربوط به CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی**	**نوع پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده**
۰/۴۲۴۸۷۷	۰/۴۷۵۶۷۱	**CSspread**
۰/۱۲۸۸۲۵	۰/۳۵۰۳۷۱	**Gopalan**
۰/۰۱۶۰۲۵	۰/۲۸۲۶۸۵	**Book/Market**
-۰/۲۳۶۸۸	۰/۳۱۳۰۴۱	**Size**
۰/۱۵۲۴۲۶	۰/۴۱۷۷۹۲	**Liu**
۰/۱۸۲۱۳۸	۰/۵۹۰۴۱۱	**Sturn**
۰/۲۹۴۴۵۲	۰/۴۶۳۴۰۸	**Vol Monthly**
۰/۰۲۹۳۲۴	۰/۴۰۶۲۷۳	**Gibbs**

منبع: یافته‌های تحقیق





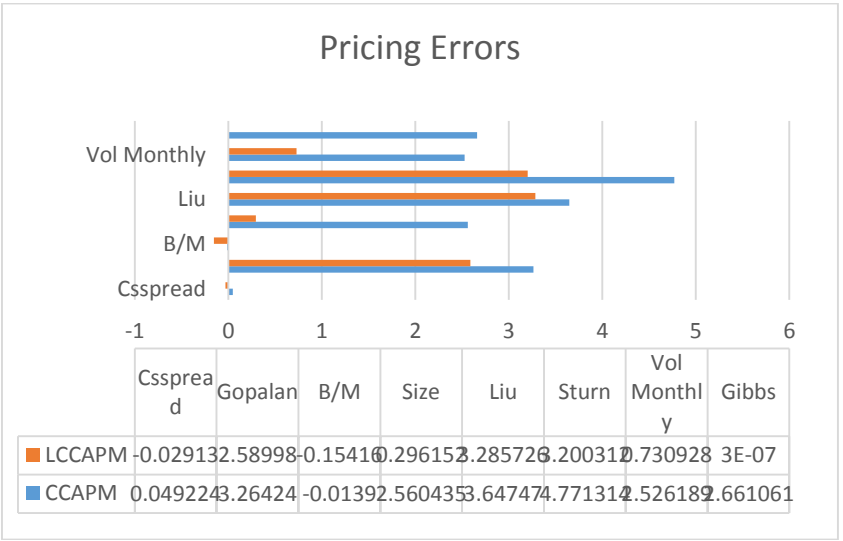
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱: نتایج مربوط به R^2

در ادامه به منظور بررسی بیشتر دو مدل به محاسبه خطاهای قیمت‌گذاری پرداخته می‌شود. خطای قیمت‌گذاری تفاوت میان بازدهی برازش شده و بازدهی واقعی است. میانگین بازدهی‌های واقعی، برابر با میانگین مازاد بازده سری زمانی نسبت به بازده بدون ریسک می‌باشد. بازدهی مورد انتظار برازش شده برای CCAPM سنتی به عنوان ارزش برازش شده با استفاده از رابطه $E[R_{i,t} - R_{f,t}] = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{i,c}$ به دست می‌آید و همچنین بازدهی مورد انتظار برازش شده برای CCAPM تعدیل یافته از رابطه $E[R_{i,t} - R_{f,t}] = \gamma_0 + \gamma_1 E[tc_{i,t}] + \gamma_2 \beta_{i,c} +$

$\gamma_3\beta_{i,tc}$ به دست می‌آید. در این بخش شاخص cGibbs به عنوان معیار هزینه معاملاتی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مدل تعدیل شده نسبت به مدل سنتی خطاهای قیمت‌گذاری کمتری دارد.

در ادامه میانگین خطاهای قیمت‌گذاری در نمودار ۲ بیان شده است. به عنوان مثال طبق نتایج به دست آمده برای پرتفوی‌های ساخته شده بر اساس معیار نقدنشوندگی گوپالان مقدار میانگین خطاهای قیمت‌گذاری برای مدل تعدیل یافته ۲/۵۸ و برای مدل سنتی ۳/۲۶ است. این ارقام برای معیار حجم معاملات ماهانه به ترتیب برابر ۰/۷۳ و ۲/۵۲ می‌باشد که این ارقام نشان دهنده این است که خطاهای قیمت‌گذاری در مدل سنتی از مدل تعدیل‌یافته بزرگتر می‌باشد. به عبارتی نتایج نشان می‌دهد که تعدیل مدل CCAPM به وسیله هزینه معاملاتی و ریسک نقدشوندگی بخشی از خطاهای قیمت‌گذاری را نسبت به مدل پایه کاهش می‌دهد.



	Csspread	Gopalan	B/M	Size	Liu	Sturn	Vol Monthly	Gibbs
LCCAPM	-0.02913	2.58998	-0.15416	0.296153	3.285726	3.200312	0.730928	3E-07
CCAPM	0.049224	3.26424	-0.01392	2.560435	3.647474	4.771314	2.526189	2.661061

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲: میانگین خطاهای قیمت‌گذاری

۷- نتیجه‌گیری

در مطالعات اخیر هزینه معاملاتی به عنوان شاخص کلیدی برای سنجش عملکرد بیان شده است و نقش محوری در بازارهای مالی دارد. در برخی از این مطالعات، هزینه معاملاتی به صورت عدم نقدشوندگی مورد بحث قرار گرفته، به طوری که هزینه معاملاتی عاملی تعیین‌کننده در

نقدشوندگی بازار و بازده دارایی‌ها محسوب می‌شود. با توجه به اهمیت نقش هزینه معاملاتی در بازارهای مالی، در این مطالعه یک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل‌شده ارائه شده است و بررسی می‌شود که چگونه مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف با هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی تعدیل می‌گردد. در این مطالعه همانند هاسبروک (۲۰۰۹) به منظور برآورد هزینه‌های معاملاتی موثر با استفاده از قیمت‌های پایانی روزانه بورس اوراق بهادار تهران، به برآورد مدل دینامیکی رول (۱۹۸۴) پرداخته شده است؛ به عبارتی با استفاده از برآورد گیبس هزینه موثر، تجزیه و تحلیل اولیه تغییرات نقدشوندگی انجام گرفته است، که این روش در ادبیات موضوع مربوط به بازار سرمایه ایران جدید است.

به عبارتی با استفاده از پراکسی‌های مختلفی برای هزینه‌های معاملاتی از قبیل هزینه‌های معاملاتی موثر هاسبروک (۲۰۰۹) و برآورد اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش بر اساس بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌ها، نشان داده می‌شود که CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی برازش بهتری برای بازدهی‌های مورد انتظار مقطعی از طریق پرتفوی‌های ساخته شده بر اساس معیارهای نقدشوندگی تهیه می‌نماید؛ در حالی که CCAPM سنتی توانایی در نظر گرفتن اثرات نقدشوندگی را ندارد. نتایج مقایسه مدل CCAPM تعدیل شده و CCAPM سنتی در توضیح بازدهی سهام در بازار سرمایه ایران نشان می‌دهد که قدرت توضیح دهندگی مدل CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی زمانی که هزینه معاملاتی CSspread باشد ۶۳٪ و زمانی که هزینه معاملاتی cGibbs باشد ۴۱٪ است و در مدل CCAPM سنتی این قدرت توضیح‌دهندگی به ترتیب ۲۹٪ و ۱۲٪ است، به عبارتی نتایج نشان می‌دهد که CCAPM تعدیل یافته نسبت به CCAPM سنتی بازدهی مورد انتظار سهام را در بازار سرمایه ایران بهتر توضیح می‌دهد.

ریسک نقدشوندگی در این مطالعه به عنوان کواریانس میان هزینه‌های معاملاتی و رشد مصرف بیان می‌شود. این امر بدین دلیل است که حساسیت بالای هزینه‌های معاملاتی به نوسانات در مصرف بر دشواری تبدیل میزان سرمایه‌گذاری به پول نقد اشاره دارد. مدل ارائه شده در این مطالعه نشان می‌دهد که غفلت از هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی منجر به برآورد نادرست بازدهی‌های مورد انتظار می‌شود.

در کل نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که CCAPM سنتی ریسک و بازدهی مورد انتظار را کمتر از حد نشان می‌دهد که دلیلی بر عملکرد ضعیف مدل سنتی است. در حقیقت در این مطالعه نتایجی سازگار با مطالعات قبلی به دست آمده است. ریسک مصرف ارائه شده در مدل این مطالعه

قدرت محدودی در توضیح بازدهی مورد انتظار سهام دارد. اما ریسک نقدشوندگی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی مورد انتظار سهام دارد؛ به طوری که با افزایش ریسک نقدشوندگی، بازدهی مورد انتظار سهام نیز افزایش می‌یابد. همچنین بررسی مدل ارائه شده نشان می‌دهد که هزینه‌های معاملاتی بر بازدهی مورد انتظار سهام نقش موثر و معنی‌داری دارند. به عبارتی این مطالعه به صورت نظری و تجربی از نقش موثر نقدشوندگی و هزینه‌های معاملاتی در قیمت‌گذاری دارایی حمایت می‌کند.

با توجه به نتایج به دست آمده مدل CCAPM تعدیل یافته به عنوان مدل مطلوب‌تر در پیش‌بینی بازده در بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌گردد و برای تحقیقات آینده پیشنهاد می‌شود که سایر مدل‌های قیمت‌گذاری با استفاده از هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی مورد سنجش قرار گیرند؛ زیرا نبود این دو عامل منجر به برآوردهای نادرست بازدهی‌های مورد انتظار می‌شود. همچنین اثر سایر متغیرها از قبیل سود پرداختی سهام و رشد آن بر بازده سهام نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

منابع و مآخذ

۱. اصولیان، محمد. حسن‌نژاد، محمد. و سمیعی تبریزی، پدرام (۱۳۹۸). "بررسی مدل تعدیل‌شده قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عامل نقدشوندگی در بازارهای صعودی و نزولی بورس اوراق بهادار تهران". تحقیقات مالی **۲**(۲۱): ۳۲۰-۲۹۳.

۲. خدامی‌پور، احمد. و امیری، اسماعیل (۱۳۹۶). "هزینه معاملات سهام و قیمت سهام: نقش تعدیلی سرمایه‌گذاران نهادی". مجله بررسی‌های حسابداری **٤**(۱۵): ۶۶-۴۵.

۳. صالحی راد، محمدرضا. و حبیبی فرد، نفیسه (۱۳۹۱). "مقایسه مدل گزینه بیزی بر اساس روش MCMC و سری‌های زمانی مالی (مدل گارچ)". نشریه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار **۵**(۱۶): ۵۹-۶۷.

۴. قالیباف اصل، حسن. و پورفرد، شهروز (۱۳۹۵). "قیمت‌گذاری ریسک نقدشوندگی در بازار بورس اوراق بهادار". فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی **٤**(۱۶): ۶۵-۲۹.

۵. هاشمی، عباس. قجاوند، زهرا. و قجاوند، سحر (۱۳۹۲). "بررسی تاثیر سطوح مختلف معیارهای نقدشوندگی بر صرف بازده سهام با استفاده از مدل چهار عاملی فاما و فرنچ". فصلنامه علمی پژوهشی مدیریت دارایی و تامین مالی **۱**(۲): ۸۶-۶۹.

۶. یاوری، کاظم. شهیدی، آمنه. دهقان دهنوی، محمد علی. و حیدری، حسن (۱۳۹۵). "اثر توسعه مالی بر ساختار بنگاه‌های غیر مالی حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار ایران". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی **۸**(۱۵): ۵۴-۲۵.

7. Acharya, V.V. & Pedersen, L.H. (2005). "Asset Pricing with Liquidity Risk". Journal of Financial Economics **77**(2): 375-410.
8. Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986). "Asset Pricing and the Bid-ask Spread". Journal of Financial Economics **17**(2): 223-249.
9. Asparouhova, E. Bessembinder, H. and Kalcheva, I. (2010). "Liquidity Biases in Asset Pricing Tests". Journal of Financial Economics **96**(2): 215-237.
10. Carlin, B. & Louis, T. (2000). *Bayes and Empirical Bayes Methods for Data Analysis*, Chapman and Hall, London, 2nd Edition.
11. Constantinides, G.M. (1986). "Capital Market Equilibrium with Transaction Costs". Journal of Political Economy **94**(4): 842-862.
12. Corwin, S.A. & Schultz, P. (2012). "A Simple Way to Estimate Bid-ask Spreads from Daily High and Low Prices". Journal of Finance **67**: 719-760.
13. Fama, E. F. & Macbeth, J. D. (1973). "Risk, Return, and Equilibrium: Emprical Tests". Journal of Political Economy **81**(3): 607-636.

14. Geweke, J. (2005). *Contemporary Bayesian Statistics and Econometrics*, John Wiley and Sons, New York.
15. Harris, L. (1990). "Statistical Properties of the Roll Serial Covariance Bid/ask Spread Estimator". Journal of Finance **45**(2): 579-590.
16. Hasbrouck, J. (2004). "Liquidity in the Futures Pits: Inferring Market Dynamics from Incomplete Data". Journal of Financial and Quantitative Analysis **39**(2): 305-326.
17. Hasbrouck, J. (2009). "Trading Costs and Returns for U.S. Equities: Estimating Effective Costs from Daily Data". Journal of Finance **64**(3): 1445-1477.
18. Heaton, J. & Deborah J. L. (1996). "Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing". Journal of Financial Economics **104** (3): 443-487.
19. Israel, R. & Moskowitz, T. (2013). "The Role of Shorting, Firm Size and Time on Market Anomalies". Journal of Financial Economics **108**(2): 275-301.
20. Jacoby, G. Fowler, D.J. and Cottesman, A.A. (2000). "The Capital Asset Pricing Model and the Liquidity Effect: A Theoretical Approach". Journal of Financial Markets **3**(1): 69-81.
21. Jagannathan, R. & Wang, Z. (1996). "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns". Journal of Finance **51**(1): 3-53.
22. Kim, S. & Na, H. (2018). "Higher-moment Liquidity Risks and the Cross-section of Stock Returns". Journal of Financial Markets **38**: 39-52
23. Lam, K. S. Tam, L. H. and Dong, L. (2019). "Liquidity and Stock Returns: Evidence from the Chinese Stock Market". China Accounting and Finance Review **21**(4): 1-42.
24. Lancaster, T. (2004). *An Introduction to Modern Bayesian Econometrics*, Blackwell Publishing, Malden, MA.
25. Lettau, M. & Ludvigson, S. (2001). "Resurrecting the (C) CAPM: A Cross-sectional Test when Risk Permia are Time-varing". Journal of Political Economy **109**(6): 1238-1287.
26. Liu, W. (2006). "A Liquidity Augmented Capital Asset Pricing Model". Journal of Financial Economics **82**: 631-671.
27. Liu, W. Luo, D. & Zhao, H. (2016). "Transaction Costs, Liquidity Risk, and the CCAPM". Journal of Banking & Finance **63**: 126-145.
28. Liu, W. & Strong, N. (2008). "Biases in Decomposing Holding-Period Portfolio Returns". The Review of Financial Studies **21**(5): 2243-2274.

29. Lo, A.W. Mamaysky, H. and Wang, J. (2004). "Asset Prices and Trading Volume under Fixed Transactions Costs". Journal of Political Economy **112**(5): 1054-1090.
30. O'Hara, M. Easley, D. and Hvidki, R. (2002). "Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?" . Journal of Finance **57**(5): 2185-2221.
31. Petkova, R. (2006). "Do the Fama-French Factors Proxy for Innovations in Predictive Variables?". Journal of Finance **61**(2): 581-612.
32. Restocchi, V. McGroarty, F. Gerding, E. and Johnson, J. E. V. (2017). "The Impact of Transaction Costs on State-contingent Claims Mispricing". Finance Research Letters **23**(1): 174-178.
33. Roll, R. (1984). "A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market". The Journal of Finance **39**(4): 1127-1139.
34. Vayanos, D. (1998). "Transaction Costs and Asset Prices: A Dynamic Equilibrium Model". The Review of Financial Studies **11**(1): 1-58.

Original Research Article

The study of an adjusted CCAPM model through the Bayesian estimation of trading costs

Sedighe Alizadeh[1]
Mohammad Nabi Shahiki tash[2]
Reza Roshan[3]

Received: 11-12-2019 Accepted: 20-09-2020

Introduction: The capital asset pricing model (CAPM), developed by Markowitz (1952), Sharpe (1964) and Lintner (1965), explains stock returns based on the mean-variance framework. However, many researchers and practitioners have found that stock returns cannot be fully explained by the CAPM. This has led to further attempts to incorporate other aspects of stock into the CAPM. One of the most successful findings is the role of liquidity in asset pricing. Amihud and Mendelson (1986) were among the first to examine how the level of liquidity affects asset prices. Pastor and Stambaugh (2003) and Acharya and Pedersen (2005) also examined the role of the second moments of liquidity in asset prices. Other research works have been done in this area.

In our study, we seek to make a liquidity adjustment to the consumption-based capital asset pricing model (CCAPM) and show that the liquidity-adjusted CCAPM is a generalized model of Acharya and Pedersen (2005). This aspect of CAPM has not been investigated in my country. So, the research is of novelty here.

The study aims to show that the expected stock return is determined by both consumption risk (CR) and liquidity risk (LR). The latter (i.e., LR) has been defined as the covariance between transaction costs and consumption growth.

In this study, the effective trading cost index of Hasbrouck (2009) was estimated using Gibbs Bayesian method and roll's model with the daily data

[1]- Ph.D. Student of Economics, Faculty of Economic and Management, University of Sistan and Baluchestna, Zahedan, Iran
Email: s.alizadeh14@yahoo.com

[2]- Associate Professor of Economics, Faculty of Economic and Management, University of Sistan and Baluchestna, Zahedan, Iran

[3]- Assistant Professor of Economics, Faculty of Literature and Humanities, University of the Persian Gulf

of the stock closing price in Tehran Stock Exchange during 2009-2010. Then, by including the two types of Hasbrouck trading cost and the bid-ask spread as well as the liquidity risk in the traditional consumption-based capital asset pricing models, adjustments are made in these models. The purpose is to show that the liquidity-adjusted CCAPM provides a better fit for the cross-sectional expected returns across various liquidity-based portfolios, while the traditional CCAPM fails to capture the liquidity effect.
This study also seeks to show that the liquidity adjusted CCAPM is robust enough to include industry portfolios
The model considered in this study is a generalized version of Acharya and Pedersen (2005) and suggests a novel source of liquidity risk which is the covariance between transaction costs and consumption growth. The question to arise is 'Can the three channels of liquidity risk of Acharya and Pedersen (2005) be captured by the covariance between transaction costs and consumption growth?' We try to enrich the literature that highlights the pricing of various systematic risks associated with consumption by showing the positive relation between stock returns and the sensitivity of transaction costs to consumption growth.
Reviewing the literature, it seems this area has worked in advanced countries (Lettau and Ludvigson, 2001; Bansal and Yaron, 2004; Parker and Julliard, 2005; Yogo, 2006; Jagannathan and Wang, 2007; Savov, 2011; Boguth and Kuehn, 2013), while, in some country such as Iran, it has not been tried yet.
The focus of this research is on the liquidity adjustment to the consumption-based pricing models, as an area that has attracted little attention in the literature. The research will add to the literature on asset pricing models in Iran by answering the following questions:

- Is there a significant and positive relationship between the expected stock returns and the expected transaction costs?
- Does liquidity-adjusted CCAPM have the power to explain the expected stock returns of Tehran stock exchange?
- Compared to the traditional CCAPM, can liquidity-adjusted CCAPM better explain the cross-sectional expected returns across various liquidity-based portfolios?
- Does the increase in stock liquidity lead to lower stock returns (and vice versa)?

Also, the main research purposes are as follows:

- Investigating the impact of companies' expected returns through a factor called the liquidity systematic risk
- Presentation of liquidity-adjusted CCAPM which is consistent with Tehran Stock Exchange, as a practical model to determine risk and return

- Considering the liquidity risk as a covariance between transaction costs and the total consumption growth
- Testing the explanatory power of the theory in determining the rate of the expected return in Tehran Stock Exchange and examining the existence of a significant relationship between risk and return

Methodology: In this study, the liquidity-adjusted model is examined by means of a portfolio constructed on the basis of liquidity criteria and market characteristics. Based on the previous studies and the structure of the capital market in Iran, 20 portfolios were observed in the present study, and Liu and Strong's (2008) approach was used to calculate the portfolio return. This model shows that the expected return on stocks is determined by the risk of consumption and the risk of liquidity. According to the study by Liu et al. (2016), the following two regressions are used to estimate the beta consumption and the beta liquidity in the present study:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_{i,tc} + \beta_{R_i,c}\Delta C_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$-u_{i,t} = \alpha_{i,tc} + \beta_{TC_i,c}\Delta C_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

where $R_{p,t} - R_{f,t}$ is the ratio of the residual of the returns in portfolio i to risk-free returns, ΔC refers to the growth in the consumption of non-durable goods and services, and $u_{i,t}$ is the residual of the following regression:

$$tc_{i,t} = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1}tc_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (3)$$

where $tc_{i,t}$ is the transaction cost of the asset i in season t. Using the change in the transaction costs,$u_{i,t}$, is because of the durability and stability of liquidity. In addition, beta liquidity can be directly estimated using transaction costs as follows:

$$-tc_{i,t} = \alpha_{i,tc} + \beta_{TC_i,c}\Delta C_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

It should be noted that, in this study, Pooled GLS and Generalized Method of Moments (GMM) were used to estimate the regressions. However, considering the similar results yielded by these two methods, only the results of Pooled GLS are analyzed in this section. Comparative assessments between the liquidity-adjusted CCAPM model (6) and the traditional CCAPM (5) are performed using the following cross-sectional regressions:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{R_p,c} + \varepsilon_{p,t} \quad (5)$$

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 tc_{p,t} + \gamma_2\beta_{R_p,c} + \gamma_3\beta_{TC_p,c} + \varepsilon_{p,t} \quad (6)$$

where $R_{p,t} - R_{f,t}$ refers to excess of portfolio p to risk-free returns in season t, $\beta_{R_p,c}$ is the beta consumption, $tc_{p,t}$ is the transaction costs of portfolio p and $\beta_{TC_p,c}$ is the beta liquidity. Beta consumption is estimated through a time series regression of the excess return on consumption growth as in Equation (1). Beta liquidity is also estimated through the time series regression of liquidity changes on consumption growth as in Equation (2). Similar to the procedure applied in studies by Acharya and Pedersen (2005) and Lettau and

Ludvigson (2001), beta consumption and beta liquidity are estimated over the entire sample period in this study.

Results and Discussion: In recent studies, transaction costs have been cited as a key measure of performance and a central role in financial markets. Also, transaction costs have been discussed in a non-liquidity way in many studies. However, transaction costs are considered as a determining factor in market liquidity and assets return. Given the importance of the role of transaction cost in financial markets, this study proposed an adjusted consumption-based capital asset pricing model and examined how this model is adjusted by transaction costs and liquidity risk. In this study, like Hasbrouck (2009), the researchers aimed at estimating the dynamic model of Roll (1984) in order to estimate effective transaction costs using daily ultimate prices of Tehran Stock Exchange. In other words, using Gibbs cost-effectiveness estimation, the initial analysis of the liquidity changes has been carried out, which is a new approach in the literature related to the Iranian capital market.

In other words, using different proxies for transaction costs such as Hasbrouck's (2009) effective transaction costs and estimated bid-ask spread based on the highest and lowest prices, liquidity-adjusted CCAPM is shown to be more appropriate for the expected cross-sectional returns through portfolios formed on the basis of liquidity criteria. However, the traditional CCAPM is unable to account for liquidity effects. Comparing the results of the adjusted CCAPM model with the traditional CCAPM model in explaining the stock return in the Iranian capital market shows that the explanatory power of the model in liquidity-adjusted CCAPM is 67% (when the transaction cost is based on CSspread) and 50% (when the transaction cost is based on cGibbs). But in the traditional CCAPM model, this explanatory power is 28% and 21% respectively. It means that the adjusted CCAPM can better explain the expected stock return in the Iranian capital market as compared to the traditional CCAPM.

In this study, liquidity risk is expressed as the covariance between transaction costs and consumption growth. This is because the high sensitivity of transaction costs to fluctuations in consumption highlights the difficulty of converting investment funds into cash. The model presented in this study shows that neglecting the transaction costs and liquidity risk can lead to inaccurate estimation of the expected returns.

Conclusion: The results of this study show that traditional CCAPM underestimates the expected risk and return. This is a reason for the poor performance of the traditional model. In fact, the results of the study are in line with the results of previous studies. The consumption risk proposed in the model of this study has limited power to explain the expected stock return. But liquidity risk has a significantly positive effect on the expected stock return, so that, with no increase in liquidity risk, the expected stock

return can increase. Furthermore, the analysis of the proposed model shows that the transaction costs have a significant effect on the expected stock return. In other words, this study theoretically and empirically supports the effective role of liquidity and transaction costs in asset pricing.
According to the results, the adjusted CCAPM model is suggested as a more desirable model to estimate the returns in Tehran Stock Exchange. It is also suggested to evaluate other pricing models using transaction cost and liquidity risk in future research. This is because neglecting these two factors can lead to inaccurate estimates of expected returns. Moreover, the effect of other variables such as stock interest and growth on stock returns should be investigated.

Keywords: Trading Costs, Liquidity risk. Consumption risk, Gibbs Bayesian Method.
JEL Classification: E21, D32, G33.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

بررسی اثر تمرکز صنعتی در کارایی انرژی بخش صنعت در استان‌های ایران

بیتا اسکندری[۱]
مجتبی الماسی[۲]
سمیه اعظمی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۶/۳۰

چکیده

بخش صنعت یکی از بخش‌هایی است که از یک طرف نقش بسزایی را در توسعه اقتصادی دارد و از طرف دیگر دارای انرژی‌بری بالایی است. در همین راستا تعیین ساختار بهینه صنعت برای کاهش اثرات جانبی منفی توسعه صنعت لازم و ضروری است. در مطالعه حاضر با استفاده از شواهد گزارش شده صنایع کارخانه‌ای با ۱۰ کارکن و بیشتر برای دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ و روش اقتصادسنجی فضایی به بررسی اثر تمرکز صنعتی بر کارایی انرژی پرداخته می‌شود. شواهد حاصل از اندازه گیری کارایی انرژی با کاربرد رهیافت مرزی تصادفی نشان می‌دهد که استان بوشهر با مقدار کارایی انرژی ۰/۹۳ دارای بیشترین و استان خراسان شمالی با مقدار ۰/۱۳۴ دارای کمترین کارایی انرژی است. همچنین شواهد نشان می‌دهد که استان بوشهر با مقدار ۰/۵۹۳ و استان مرکزی با مقدار ۰/۰۲۸ به ترتیب دارای بیشترین و کمترین تمرکز صنعتی هستند. نتایج حاصل از برآورد مدل اقتصادسنجی فضایی نشان می‌دهد که اثر تمرکز صنعتی بر کارایی انرژی منفی و معنادار است، علت آن ناشی از وابستگی تولید در صنایع مختلف است. لذا تنوع سازی فعالیت‌های صنعتی در مناطق بر اساس پتانسیل مناطق یکی از سیاست‌های بهینه برای افزایش کارایی انرژی است.

واژگان کلیدی: تمرکز صنعتی، کارایی انرژی، اقتصادسنجی فضایی.

Keywords: Industrial Concentration, Energy Efficiency, Spatial Econometric.

JEL Classification: L16, O25, P28.

[۱]. کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه رازی، کرمانشاه b.eskandari.99@gmail.com
[۲]. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی، کرمانشاه (نویسنده مسئول) Mojtaba_Almasi@Yahoo.com
[۳]. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی، کرمانشاه sazami_econ@yahoo.com

۱- مقدمه

رشد اقتصادی بالاتر به همراه کیفیت زندگی مطلوب از نظر شاخص‌های زیست‌محیطی یکی از اهداف اصلی برای اقتصادهای متعدد است. در این بین ناسازگاری بین اهداف اقتصادی ممکن است هزینه‌های غیر قابل جبرانی را بر اقتصاد تحمیل کند. از یک طرف توسعه بخش صنعت به دلیل اهمیت بالای آن در رشد اقتصادی، نقش بسزایی را در توسعه اقتصادی دارد و از طرف دیگر میزان انرژی‌بری بخش صنعت بیش از سایر بخش‌های اقتصادی است (کوپیدو و همکاران[1]، ۲۰۱۶). در همین راستا بهبود کارایی انرژی در بخش صنعت، سیاستی مهم برای کاهش اثرات جانبی منفی توسعه صنعت است. کارایی انرژی به مفهوم حداقل انرژی مصرفی به ازای سطح ثابتی از تولید قابل تعریف است. صنعت به عنوان محمل تحولات تکنولوژی از طریق ایجاد روش‌ها و اختراع ابزارهای نوین تولید، بهره‌وری را در سایر بخش‌های اقتصادی نیز افزایش می‌دهد. بنابراین توسعه صنعتی از شروط لازم برای پیشرفت اقتصادی و زمینه ساز تحولات ساختاری گسترده در حوزه‌های اقتصادی و فن‌آوری است.

بر اساس گزارشات ترازنامه انرژی در سال ۱۳۹۶، سرانه مصرف انرژی ایران در بخش صنعت برابر با ۱/۵ برابر متوسط جهانی است و میزان شدت انرژی بر مبنای مصرف نهایی انرژی برابر با ۰/۱۷ بشکه معادل نفت خام به میلیون ریال است که نسبت به سال ۱۳۹۵، ۲/۸ درصد کاهش پیدا کرده است. همچنین بر اساس گزارش ترازنامه انرژی ایران، سهم مصرف انرژی بخش صنعت در کل اقتصاد از مقدار ۲۲/۳ درصد در سال ۱۳۸۸ به مقدار ۲۴/۸ درصد در سال ۱۳۹۶ افزایش یافته است. همچنین مصرف کل انرژی در بخش صنعت از مقدار ۲۵۸/۵ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۸۸ به مقدار ۳۳۹/۳ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۹۶ افزایش یافته است که دارای رشد معادل با ۳۱/۲ درصد بوده است. بنابراین، بهبود کارایی انرژی در بخش صنعت می‌تواند نقش بسزایی را در کاهش مصرف انرژی در کل اقتصاد داشته باشد، به همین دلیل این سوال قابل طرح است که آیا می‌توان با تعیین بهینه ساختار فضایی بخش صنعت، زمینه افزایش کارایی انرژی بخش صنعت و کاهش اثرات جانبی منفی توسعه صنعت را فراهم کرد.

تمرکز صنعتی به عنوان معیار ارزیابی ساختار صنعت، از جمله عوامل موثر بر مصرف انرژی است. به همین دلیل تمرکز صنعتی از یک طرف ممکن است به دلیل عدم تکمیل زنجیره تولید صنایع، هزینه‌های اضافی در قالب مصرف انرژی بیشتر را بر صنایع تحمیل نماید که این مورد به صورت

[1]. Kopidou (2016)

عدم کارایی مصرف انرژی نمود می‌یابد. از طرف دیگر هر چه تمرکز بالاتر باشد و صنایع محدودی در منطقه‌ای خاص متمرکز باشد، به دلیل وجود رقابت برای جذب سهم حداکثری بازار، کارایی تولید صنایع افزایش می‌یابد (زاهو و لین[1]، ۲۰۱۹)، به این صورت که کارایی انرژی مصرفی به عنوان یکی از نهاده‌های تولید افزایش می‌یابد. اثر نهایی تمرکز بر کارایی انرژی وابسته به برآیند اثر وابستگی صنایع در مقابل رقابت بالقوه صنایع است. هر چه میزان وابستگی بین فعالیت‌های صنعتی کاهش یابد، برای افزایش کارایی انرژی نیاز به تمرکز بالاتر است و برعکس هر چه میزان وابستگی بالاتر باشد، تنوع سازی راه حل بهینه برای افزایش کارایی انرژی است. بنابراین اندازه‌گیری و بررسی کارایی انرژی در بخش صنعت ایران و عوامل موثر بر آن یکی از مسائلی است که برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه دارای اهمیت است. چرا که توسعه بخش صنعت یکی از مهمترین سیاست‌های اقتصادی برای جذب نیروی کار بیکار در کشور است و برای در نظر گرفتن ملاحظات توسعه پایدار باید ساختار بهینه صنعت را تعیین نمود. ساختاری که در آن اثرات جانبی منفی توسعه صنعت در حداقل مقدار باشد. در همین راستا هدف مطالعه حاضر تعیین اثر تمرکز صنعتی بر کارایی انرژی است. ساختار مطالعه حاضر به این صورت است که ابتدا به بررسی مبانی نظری و مطالعات انجام شده پرداخته می‌شود، سپس در مرحله بعد به گردآوری داده‌ها و روش تحقیق متناسب با داده‌ها پرداخته می‌شود و در نهایت به برآورد مدل و تحلیل نتایج آن پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

با توسعه صنعت به عنوان یکی از مهمترین عوامل رشد اقتصادی، توجه به معیار بهبود کارایی انرژی بخش صنعت برای تامین اهداف توسعه پایدار دارای اهمیت است (زاهو و لین، ۲۰۱۸). بنابراین بررسی عوامل موثر بر بهبود کارایی انرژی، محل بحث بسیاری از مطالعات نظری و تجربی بوده است. بخش اعظمی از نظریه‌های اقتصاد فضا و جغرافیای اقتصادی به تصمیم‌گیری بنگاه‌ها و واحدهای تولیدی برای تعیین مکان فعالیت خود مربوط است. تصمیم‌گیری‌هایی که در نهایت، منجر به شکل‌گیری توزیع فضایی معینی از فعالیت‌ها در بین مناطق یک اقتصاد می‌شود. فرض اساسی در نظریه‌های فوق این است که عوامل اقتصادی از جمله بنگاه‌ها و نیروی کار همواره عقلایی عمل کرده و از اطلاعات در دسترس خود به صورت کامل و بهینه استفاده می‌کنند

[1]. Zaho and Lin (2019)

(سانچز[1]، ۲۰۱۲). بر همین اساس هر یک از عوامل فوق سعی می‌کنند تا در جریان تصمیم‌گیری خود، مکان بهینه‌ای را برای انجام فعالیت‌های خود انتخاب کنند. مارشال[2] (۱۸۹۰) نشان می‌دهد که اشتراک‌گذاری نیروی کار، تخصصی شدن نهاده‌های تولید و سرریز دانش عوامل اصلی برای انباشت صنعت هستند، همچنین وبر[3] (۱۹۰۹) بیان می‌کند که هزینه حمل و نقل، هزینه نیروی کار و عوامل انباشت صنعت تعیین‌کننده مکان‌یابی بنگاه‌ها هستند، اگر عوامل انباشت صنعت از هزینه حمل و نقل و هزینه نیروی کار بیشتر باشد، تمرکز صنعت افزایش می‌یابد و بلعکس (زنگ و لین، ۲۰۱۸). با کاهش هزینه حمل و نقل به عنوان مهمترین عامل تمرکز صنعت، در درون یک منطقه و کاهش فاصله یک منطقه با سایر مناطق، منطقه‌ی مورد نظر برای استقرار بنگاه‌ها و فعالیت‌های اقتصادی جذاب می‌شود و موجب خوشه‌ای شدن بنگاه‌ها در یک منطقه می‌شود زیرا کاهش هزینه حمل و نقل از یک سو سبب می‌شود اندازه بازار بالقوه برای یک منطقه افزایش یابد و آن منطقه برای بنگاه‌های صنعتی که دارای بازدهی فزآینده نسبت به مقیاس هستند جذاب خواهد شد و از سوی دیگر بهبود زیرساخت‌های حمل و نقل سبب تقویت ارتباطات بازار بین مناطق و دسترسی بهتر به مواد اولیه می‌شود که به افزایش تمرکز فعالیت‌های اقتصادی می‌انجامد (شهنازی و دهقان شبانی، ۱۳۹۵).

تمرکز جغرافیایی صنعت به عنوان شاخصی از ساختار صنعت بر اساس ادبیات جغرافیای اقتصاد جدید از جمله عوامل موثر بر کارایی انرژی است. تمرکز جغرافیایی صنعت به معنای پراکندگی بنگاه‌ها و واحدهای تولیدی در بین مناطق مختلف کشور و میزان ارتباط واحدهای صنعتی با یکدیگر قابل تعریف است. تمرکز صنعتی به دلیل ایجاد صرفه مقیاس در بهبود زیربناهای اقتصادی، شرایط را برای سرریز دانش و تکنولوژی بین واحدهای تولیدی و ایجاد رقابتی موثر در جهت بهره‌وری بالاتر برای کسب سهم بازاری بیشتر فراهم می‌کند. بنابراین مناطقی که دارای تمرکز بالا هستند، به طور نسبی دارای کارایی بالاتر در تخصیص نهاده‌ها هستند و بنابراین کارایی انرژی بیشتری را نیز تجربه می‌کنند (لیو و همکاران[4]، ۲۰۱۷). اما در شرایطی که تمرکز بالاتر منجر به افزایش قیمت نهاده‌ها از قبیل زمین، کار و انرژی شود، تمرکز منجر به کاهش کارایی انرژی می‌شود (برول هارت و ماتیس[5]، ۲۰۰۸).

---

1. Sanchis (2012)
2. Marshal (1890)
3. Weber (1909)
4. Liu (2017)
5. Brulhart and Mathys (2008)

به طور کلی دو فرضیه زندگی مسکوت[۱] و فرضیه ساختار-کارا[۲] در رابطه بین کارایی و تمرکز وجود دارد: فرضیه زندگی مسکوت (هیکس[۳]، ۱۹۳۵) بیان می‌کند که با افزایش تمرکز صنعتی، رقابت بین بنگاه‌ها کاهش یافته و انگیزه برای افزایش کارایی کاهش می‌یابد، گامبو و همکاران[۴] (۲۰۰۲) نشان می‌دهند که نوعی رابطه منفی بین تمرکز صنعتی و کارایی وجود دارد. قدرت بازاری بالاتر به معنای کنترل کمتر بر هزینه‌ها می‌باشد و منجر به کاهش کارایی می‌شود (الموهرامی و ماتیوس[۵]، ۲۰۰۹). اما در مقابل فرضیه ساختار-کارا بیان می‌کند که بنگاه‌های دارای کارایی بالاتر، به ازای هر واحد تولید، هزینه کمتری صرف می‌کنند و به این واسطه سود بالاتر و سهم بالاتری از بازار را کسب می‌کنند (دمستز[۶]، ۱۹۷۳). در واقع این فرضیه بیان می‌کند که تمرکز بالاتر نتیجه کارایی بالاتر است.

یکی از مهمترین عوامل موثر بر کارایی انرژی درون صنعت، تکنولوژی نوین تولیدی است. به این صورت بازدهی هر واحد استفاده از نهاده‌های تولید افزایش یابد. مخارج تحقیق و توسعه (R&D) یکی از ابزارهای مهم برای بهبود تکنولوژی است که می‌تواند منجر به افزایش کارایی انرژی شود ((لین و ونگ[۷] (۲۰۱۴) و دانگ و همکاران[۸] (۲۰۱۸)). لی و همکاران[۹] (۲۰۱۷)، هی و همکاران[۱۰] (۲۰۱۸) و شانگ و همکاران[۱۱] (۲۰۱۹) نشان می‌دهند که افزایش در مخارج تحقیق و توسعه باعث افزایش کارایی انرژی می‌شود.

گراوند و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به ارزیابی کارایی انرژی در صنعت پتروشیمی اقتصاد ایران می‌پردازد، نتایج حاصل از به کارگیری تحلیل پوششی داده‌ها برای دوره زمانی ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۷ نشان می‌دهد که کارایی انرژی صنعت پتروشیمی به طور متوسط برابر با ۰/۶۸۸ است. ناجی میدانی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای با استفاده از رهیافت الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطا و داده‌های سالانه ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۷ نشان می‌دهند که صنعتی شدن اثر منفی و معناداری بر کارایی انرژی دارد. کفایی و آقائیان وش (۱۳۹۵) با استفاده از تابع تولید

---

1. Quite-Life hypothesis
2. Efficient-Structure Hypothesis
3. Hicks (1935)
4. Gumbau-Albert and Maudos (2002)
5. Al-Muharrami and Matthews (2009)
6. Demsetz (1973)
7. Li and Wang (2014)
8. Dong (2018)
9. Li (2017)
10. He (2018)
11. Xiong (2019)

مرزی تصادفی ترانسلوگ و داده‌های دوره زمانی ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۱ نشان می‌دهند که کارایی انرژی تمام بخش‌های اقتصادی کاهش یافته است، و بخش خدمات دارای کمترین کارایی انرژی است. کفایی و خسروی (۱۳۹۵) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ و روش مرزی تصادفی به برآورد کارایی انرژی در استان‌های ایران می‌پردازند، شواهد آن‌ها نشان می‌دهد که کارایی انرژی کشور برابر با ۲ درصد است. کفایی و آقائیان وش (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای با استفاده از رهیافت داده‌های پانل نشان می‌دهند که موجودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر مثبت بر کارایی انرژی و ارزش افزوده اثر منفی بر کارایی انرژی دارد.

عبادی و همکاران (۱۳۹۷) با کاربرد داده‌های پانل نامتوازن برای دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۸ نشان می‌دهند که افزایش رانت منابع طبیعی باعث کاهش کارایی انرژی و افزایش قیمت انرژی باعث افزایش آن می‌شود. داودی و محرابی (۱۳۹۷) با استفاده از شواهد آماری شرکت‌های پتروشیمی بنیاد مستضعفان در دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۴ نشان می‌دهند که افزایش قیمت محصول باعث کاهش کارایی انرژی می‌شود، اما افزایش قیمت انرژی و سرمایه‌گذاری از منابع خارجی باعث افزایش کارایی انرژی می‌شود. عرب‌مازار و خسروی (۱۳۹۷) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۵ نشان می‌دهند که استان‌های خراسان رضوی و بوشهر به ترتیب دارای کمترین و بیشترین کارایی انرژی هستند.

ناظمی و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از شاخص مالم کوئیست در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۸ نشان می‌دهند که کارایی انرژی در استان‌های اصفهان، تهران، بوشهر، ایلام، خراسان رضوی، خوزستان، قزوین، مرکزی، کهگیلویه و بویراحمد و هرمزگان افزایش یافته است. فتحی و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از تابع کارایی انرژی و مدل تعمیم یافته سولو و با حل مسئله کنترل بهینه در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۷ نشان می‌دهند که مصرف انرژی در اقتصاد ایران بیش از مقدار بهینه است. مقدار کارایی انرژی از ۰/۸۶ در سال ۱۳۸۷ تا ۰/۸۸ در سال ۱۳۹۳ تغییر کرده است.

لین و همکاران[1] (۲۰۱۱) با استفاده از شواهد آماری داده‌های پانل برای دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۰۰، نشان می‌دهند که انباشت صنعت در سطح پایین، باعث افزایش بهره‌وری می‌شود و در سطح بالاتر از انباشت صنعت، اثر به صورت منفی پدیدار می‌شود. لین و یانگ[2] (۲۰۱۳) نشان می‌دهند که متوسط کارایی انرژی برای صنعت حرارتی چین در دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۰ برابر با ۰/۸۵ است.

[1]. Lin (2011)
[2]. Lin and Yang (2013)

لین و ونگ[1] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به اندازه‌گیری کارایی انرژی صنعت آهن و فلزات با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی می‌پردازند، نتایج آن‌ها برای دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۱ نشان می‌دهد که متوسط کارایی انرژی برابر با ۰/۶۹۹ است. لین و لانگ[2] (۲۰۱۵) با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی نشان می‌دهند که کارایی انرژی در صنعت شیمیایی چین برای دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۱ معادل با ۰/۶۸۹ است، همچنین استان شانگهای دارای بالاترین کارایی انرژی و استان شانشی دارای کمترین کارایی انرژی است.

جی و زهو[3] (۲۰۱۶) با استفاده از رهیافت رگرسیون پانل آستانه برای صنعت چین نشان می‌دهند که در سطح پایین تمرکز صنعت، انباشت باعث افزایش کارایی انرژی می‌شود و در سطح بالاتر از تمرکز صنعتی، انباشت صنعت باعث کاهش کارایی انرژی می‌شود. لیو و همکاران[4] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای برای ۲۸۵ شهر چینی در دوره زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ نشان می‌دهند که انباشت صنعت، کارایی انرژی را افزایش می‌دهد.

هی و همکاران[5] (۲۰۱۸) با استفاده از شواهد آماری بخش صنعت در استان‌های چین در دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۵ و رهیافت تحلیل پوششی داده‌ها نشان می‌دهند که استان‌های شرقی نسبت به سایر استان‌ها دارای کارایی انرژی بالاتر در بخش صنعت هستند و همچنین شدت تحقیق و توسعه و بهره‌وری نیروی کار باعث افزایش کارایی انرژی می‌شود. زنگ و لین[6] (۲۰۱۸) اثر انباشت صنعت را بر کارایی انرژی در صنعت کاغذ چین برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۰ و رهیافت داده‌های پانل بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد تا زمانی که انباشت صنعت کمتر از ۰/۵۴۴ باشد، یک درصد افزایش در انباشت صنعت منجر به افزایش کارایی انرژی به اندازه ۰/۲۳ درصد می‌شود. شن و همکاران[7] (۲۰۱۸) با استفاده از شواهد آماری ۲۸۵ شهر چین برای دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۳ نشان می‌دهند که تراکم صنعتی باعث افزایش کارایی انرژی می‌شود. چن و همکاران[8] (۲۰۱۸) و ونگ و چان[9] (۲۰۱۰) نشان می‌دهند که به واسطه پیشرفت تکنولوژی، تراکم صنعت منجر به بهبود کارایی انرژی می‌شود.

---

1. Lin and Wang (2014)
2. Lin and Long (2015)
3. Ji and Zhao (2016)
4. Liu (2017)
5. He (2018)
6. Zheng and Lin (2018)
7. Shen (2018)
8. Chen (2018)
9. Wang and Chan (2010)

زهو و لین[1] (۲۰۱۹) با استفاده از شواهد آماری صنعت نساجی در ۲۸ استان چین برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۵ و رهیافت داده‌های پانل نشان می‌دهند که نوعی رابطه غیر خطی بین انباشت صنعت و کارایی انرژی در این بخش وجود دارد و در سطح پایین‌تر (بالاتر) از آستانه انباشت صنعت، اثر انباشت صنعت بر کارایی انرژی مثبت (منفی) است. اویانگ و همکاران[2] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای برای کشور چین در دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۴ نشان می‌دهند که کارایی انرژی در طول دوره کاهش یافته است، نتایج مدل توبیت نشان می‌دهد که تولید سرانه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج دولت اثر مثبت و معناداری بر کارایی انرژی دارد. بهبادی و همکاران[3] (۲۰۲۰) با استفاده از شاخص کارایی انرژی فیزیکی، برای کشور سوئیس در دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۰ نشان می‌دهند که کارایی انرژی بخش خانوارها به اندازه ۱/۷ درصد و بخش صنعت به اندازه ۱ درصد بهبود یافته است.

بررسی مطالعات نشان می‌دهد که غالب مطالعات تنها به اندازه‌گیری کارایی انرژی پرداخته‌اند و هیچ مطالعه‌ای اثر ساختار صنعت را بر کارایی انرژی بررسی نکرده است، این در حالی است که بدون تغییر در تولید می‌توان ساختاری از صنعت را معرفی کرد که مصرف انرژی را کاهش دهد و به این واسطه کارایی انرژی را افزایش داد. بنابراین مطالعه حاضر از نظر موضوع دارای نوآوری است و گامی رو به جلو در پژوهش‌های اقتصادی تلقی می‌شود.

۳- روش تحقیق و گردآوری داده‌ها

برای برآورد اثر تمرکز صنعتی بر کارایی انرژی در دوره زمانی ۱۳۹۸۳ تا ۱۳۹۳ و در سطح استانی از معادله (۱) استفاده می‌شود:

$$eff_{it} = f(conc_{it}, r\&d_{it}, com_{it}, W) \qquad (۱)$$

در رابطه ۱، eff کارایی انرژی محاسبه شده با رهیافت مرزی تصادفی در استان i و دوره زمانی t که برای محاسبه آن از آمارهای ترازنامه انرژی استفاده شده است. conc شاخص تمرکز صنعتی الیسون-گلیسر[4] است که با استفاده از گزارشات منطقه‌ای مرکز آمار برای بخش صنعت به تفکیک

1. Zhao and Lin (2019)
2. Ouyang (2019)
3. Bhadbhade (2020)
4. Ellison- Glaeser Industrial Concentration Index

زیربخش‌ها در استان‌های ایران محاسبه شده است. R&D مخارج تحقیق و توسعه و com هزینه ارتباطات و رایانه است که برای گردآوری آن‌ها از گزارش آمارگیری کارگاه‌های صنعتی ۱۰ کارکن و بیشتر مرکز آمار ایران به تفکیک استان‌ها استفاده شده است. برای در نظر گرفتن وابستگی بین مناطق از ماتریس فضایی استاندارد شده W استفاده می‌شود. بنابراین برای برآورد رابطه ۱ در صورت تایید وجود اثرات خودهمبستگی فضایی از رهیافت اقتصادسنجی فضایی استفاده می‌شود.

برای اندازه‌گیری و برآورد کارایی انرژی مصرفی، از تحلیل مرزی تصادفی (SFA)[1] به دلیل ایجاد تمایز بین جزء عدم کارایی و جزء خطای آماری، استفاده می‌شود. فرض می‌شود در اقتصاد، نهاده‌های نیروی کار (L)، سرمایه (K) و انرژی (E) برای تولید ستانده (Y) مورد استفاده قرار گیرند، بنابراین مجموعه تکنولوژی قابل دسترس برای تولید به صورت رابطه ۲ قابل تعریف است.

$$T = \{(K, L, E, Y): (K, L, E)\ can\ produce\ Y\} \qquad (۲)$$

T مجموعه تکنولوژی موجود است که با ترکیب نهاده‌ها، امکان تولید Y را فراهم می‌آورد. در تئوری تولید، فرض می‌شود که T مجموعه‌ای محدود و بسته است. علاوه بر این، نهاده‌ها و ستانده قابل دور ریختن[2] باشند. به این صورت که $(K', L', E', Y') \in T$ اگر $(K', L', E') \geq (K, L, E)$ و $Y' \leq Y$ برقرار باشند.

برای اندازه‌گیری کارایی انرژی از نگاه تولید، از تابع فاصله‌ای شفارد برای انرژی مصرفی استفاده می‌شود، که به صورت رابطه ۳ است.

$$D_E(K, L, E, Y) = sup\{\alpha: (K, L, E/\alpha, Y) \in T\} \qquad (۳)$$

رابطه ۳ نشان‌دهنده حداقل انرژی مصرفی تا جایی است که ترکیب نهاده‌ها و ستانده در داخل مجموعه امکان‌پذیر تکنولوژی در رابطه ۲ قرار داشته باشند. به عنوان یک نتیجه، $E/D_E(K, L, E, Y)$ نشان‌دهنده مقدار انرژی مصرفی فرضی در صورت کارا بودن مصرف انرژی است. پس نسبت استفاده فرضی انرژی به انرژی مورد استفاده واقعی معادل با شاخص کارایی انرژی است که به صورت رابطه (۴) قابل تعیین است.

[1]. Stochastic Frontier Analysis
[2]. Disposable

$$EEI = 1/D_E(K, L, Y, E) \qquad (۴)$$

بر این اساس اگر مقدار EEI برابر با ۱ باشد در این صورت کارایی انرژی در حداکثر قرار دارد. در غیر این صورت EEI کمتر از یک خواهد بود. به طور کلی هر چه مقدار EEI بالاتر باشد، کارایی انرژی بالاتر خواهد بود. مطالعات بوک و یانگ[1] (۲۰۰۷) و بوید[2] (۲۰۰۸) از رهیافت پارامتری مرزی تصادفی به دلیل تفکیک جزء خطای آماری از جزء خطای کارایی انرژی برای تخمین تابع مسافت انرژی شفارد استفاده کرده‌اند. فرض می‌شود که n منطقه وجود دارد، که بردار نهاده‌ها و ستانده به صورت (K_i, L_i, E_i, Y_i) است. پس تابع فاصله انرژی شفارد برای منطقه i به صورت $D_E(K_i, L_i, E_i, Y_i)$ قابل تعریف است. در این مرحله تابع فاصله انرژی شفارد با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی که نیازمند در نظر گرفتن شکل تابعی مناسب است، برآورد می‌شود. بر اساس مطالعات فیجو و همکاران[3] (۲۰۰۲) و بوید (۲۰۰۸)، شکل تابعی مناسب برای برآورد تابع مسافت شفارد به صورت رابطه ۵ است:

$$\begin{aligned} ln(1/E_i) &= \beta_0 + \beta_K lnK_i + \beta_L lnL_i + \beta_Y lnY_i + \beta_{KL} lnK_i lnL_i + \\ &\beta_{KY} lnK_I lnY_i + \beta_{LY} lnL_i lnY_i + \frac{1}{2}\beta_{KK} lnK_i lnK_i + \frac{1}{2}\beta_{LL} lnL_i lnL_i + \\ &\frac{1}{2}\beta_{YY} lnY_i lnY_i + \beta_t T + \frac{1}{2}\beta_{tt} T^2 + \beta_{tl} T lnL_{it} + \beta_{tk} T lnK_{it} + v_i - u_i \qquad (۵) \\ u_{it} &= \left(u_i e^{-\eta(t-T)}\right), \quad i = 1,2,\dots,N\,;\, t = 1,2,\dots,T \end{aligned}$$

در معادله ۵، v متغیر تصادفی نرمال با میانگین صفر است، u_i متغیر نامنفی نشان دهنده ناکارایی مصرف انرژی است. βها پارامترهای ناشناخته‌ای هستند که باید به وسیله روش حداکثر درستنمایی تخمین زده شود. با استفاده از تخمین حداکثر راستنمایی مقادیر $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ و $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2+\sigma_u^2}$ قابل محاسبه است، مقدار γ بین صفر و یک است. اگر مقادیر γ برابر با صفر باشد، به معنای عدم وجود ناکارایی انرژی است، و تفاوت بین مقدار بهینه و واقعی انرژی ناشی از v است، برای تخمین تابع مصرف انرژی می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی استفاده کرد.

[1]. Buck and Young (2007)
[2]. Boyd (2008)
[3]. Feijoo (2002)

اما برای اندازه گیری شاخص تمرکز صنعتی (γ) از شاخص تمرکز الیسون-گلیسر[۱] (γ_i) استفاده می‌شود که به صورت رابطه (۶) است، در این رابطه N تعداد کارگاه‌های صنعتی در هر استان است، s_i سهم منطقه m در تولید صنعت i است و x_i سهم صنعت i از کل تولید است.

$$\gamma_i = \frac{(\sum_i (s_i - x_i)^2) - (1 - \sum_i x_i^2)(1/N)}{(1 - \sum_i x_i^2)(1 - 1/N)} \qquad (۶)$$

۴- برآورد مدل‌ها و تحلیل نتایج

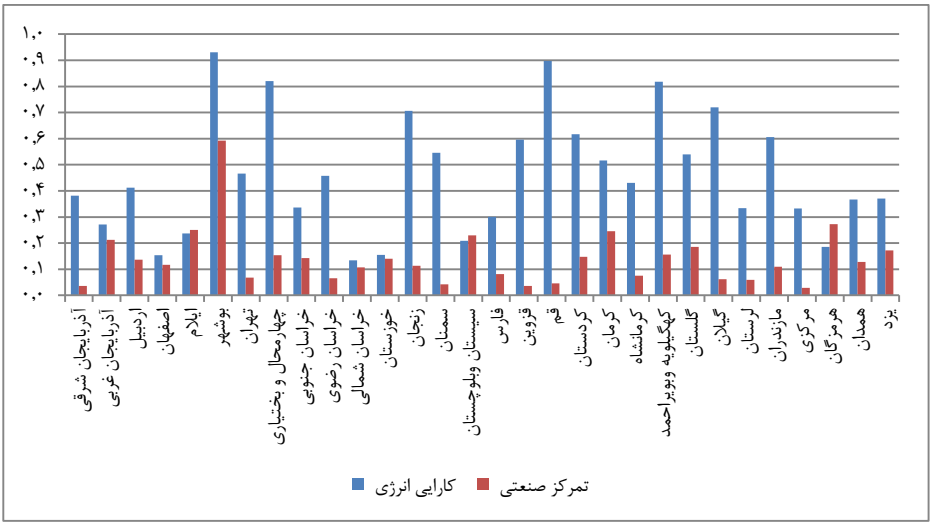
۴-۱- برآورد تمرکز صنعتی و کارایی انرژی

شواهد حاصل از اندازه‌گیری شاخص الیسون-گلیسر برای دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ به تفکیک استان‌ها در نمودار ۱ آمده است. نتایج نشان می‌دهد که بیشترین تمرکز صنعتی در استان بوشهر با مقدار ۰/۵۹۳ و کمترین تمرکز صنعتی در استان مرکزی با مقدار ۰/۰۲۸ است. یکی از دلایل اصلی برای بالا بودن شاخص تمرکز در استان بوشهر ناشی از ساختار صنعتی است که در این استان قرار دارد. در واقع بر اساس شواهد سال ۱۳۹۳، سهم استان در تولید مواد شیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی از کل تولید کشور بالغ بر ۴۰ درصد است و سهم استان در تولید سایر صنایع به غیر از تولید سایر تجهیزات حمل و نقل که در حدود ۱۰ درصد است در بقیه صنایع سهم استان بوشهر کمتر از ۳ درصد است. اما در مورد استان مرکزی، در سال ۱۳۹۳ سهم استان در تولید محصولات فلزی ساخته شده، به جز ماشین‌آلات و تجهیزات برابر با ۱۵ درصد است و سهم بالغ بر ۹۰ درصد از صنایع در محدوده ۱ تا ۵ درصد قرار دارد، در واقع این استان در بیشتر صنایع به طور همگن فعالیت نموده است و به همین دلیل دارای کمترین تمرکز صنعتی است. شواهد به دست آمده برای بقیه استان‌ها به این صورت است که استان‌های آذربایجان شرقی و قزوین نیز با مقادیر ۰/۰۳ در بین استان‌های با تمرکز پایین قرار دارند و استان‌های ایلام، کرمان، هرمزگان و سیستان و بلوچستان نیز در بین استان‌های با مقادیر تمرکز بالا قرار دارند. بر اساس آمارهای سال ۱۳۹۳ سهم استان هرمزگان از تولید کل کشور در بسیاری از صنایع در حدود تقریبا صفر بوده است و تنها در سه صنعت تولید چوب و محصولات چوبی به جز مبلمان، حصیر و مواد حصیربافی با کد آیسیک ۲۰،

[۱]. برای جزییات اندازه‌گیری به مقاله مهرگان و همکاران (۱۳۹۵) تحت عنوان برآورد تمرکز فضایی صنعت و عوامل موثر بر آن در بین استان‌های ایران مراجعه شود.

تولید کک، فرآورده‌های حاصل از پالایش نفت با کد ۲۳ و تولید سایر تجهیزات حمل و نقل با کد ۳۵ به ترتیب با سهم‌های ۱۰، ۱۴ و ۱۰ درصد سرمایه‌گذاری نموده است. بررسی تغییرات شاخص تمرکز برای تمام استان‌ها به طور میانگین نشان می‌دهد که تمرکز از مقدار ۰/۱۳۲ در سال ۱۳۸۳ به مقدار ۰/۱۱۵ در سال ۱۳۸۵ کاهش یافته و سپس در بالاترین رقم در سال ۱۳۹۲ به مقدار ۰/۱۹۱ افزایش یافته است. در تمام دوره مطالعه، استان بوشهر همواره دارای بیشترین شاخص تمرکز بوده، اما استان‌های دارای تمرکز پایین در طول دوره تغییراتی را تجربه کرده‌اند، به طوری که در ابتدای دوره استان سمنان و مرکزی و سپس استان‌های قزوین و آذربایجان شرقی دارای کمترین مقدار تمرکز صنعتی بوده‌اند. تغییرات و تحولات صورت گرفته در مقدار حداقل تمرکز صنعتی، بیشتر برای بهره‌گیری از ظرفیت‌های صنعتی بوده است.

شواهد به دست آمده از روش مرزی تصادفی در نمودار ۱ نشان می‌دهد که استان بوشهر با مقدار کارایی انرژی ۰/۹۳ دارای بیشترین مقدار کارایی انرژی و استان خراسان شمالی با مقدار کارایی ۰/۱۳۴ دارای کمترین کارایی انرژی است. در واقع بر اساس شواهد نمودار ۱، ۶ استان که دارای کارایی انرژی بالاتر از میانگین هستند، دارای تمرکز بالاتر از میانگین نیز هستند و ۱۱ استان که دارای مقادیر کارایی انرژی پایین‌تر از میانگین هستند، دارای تمرکز صنعتی پایین‌تر از میانگین نیز هستند. بنابراین در ۱۷ استان مقادیر کارایی انرژی و تمرکز هم راستا بوده است و در واقع استان‌های دارای کارایی انرژی بالاتر یا پایین‌تر همان استان‌هایی هستند که به ترتیب دارای تمرکز صنعتی بالاتر و پایین‌تر هستند و تنها در ۱۳ استان مقادیر کارایی انرژی و تمرکز صنعتی در جهت مخالف همدیگر بوده‌اند. بررسی تغییرات کارایی انرژی برای تمام استان‌ها به طور میانگین نشان می‌دهد که میزان کارایی انرژی در دوره مورد مطالعه به طور معناداری افزایش یافته است و از ۰/۳۹۸ در سال ۱۳۸۳ به مقدار ۰/۵۲۵ در سال ۱۳۹۳ افزایش یافته است.



منبع: محاسبات پژوهش

نمودار ۱: برآورد کارایی انرژی و تمرکز صنعتی

بر اساس نتایج حاصل از برآورد تابع فاصله‌ای شفارد مقدار گاما تقریبا برابر با صفر بوده است بنابراین تغییرات کارایی انرژی در طول دوره مطالعه ناچیز بوده است، طوری که کارایی انرژی از مقدار ۰/۴ در سال ۱۳۸۳ به مقدار ۰/۵۳ در سال ۱۳۹۳ افزایش یافته است. به طور کلی با وضعیت موجود از مصرف انرژی در طول دوره مورد مطالعه، استان‌های ایران در سال‌های اخیر می‌توانستند به طور متوسط با بهینه‌سازی مصرف انرژی، میزان مصرف انرژی را به اندازه ۵۳ درصد کاهش دهند.

۴-۲- برآورد مدل اقتصادسنجی فضایی

گام اول برای تحلیل رابطه بین متغیرهای اقتصادی، استفاده از علیت گرنجری برای تعیین جهت علیت بین متغیرهای تحقیق است. نتایج علیت گرنجری در جدول ۱ نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم علیت از تمرکز صنعتی به کارایی انرژی رد شده است و بنابراین نوعی علیت از سمت متغیر تمرکز صنعتی به کارایی انرژی وجود دارد. اما در حالت بر عکس هیچ‌گونه علیتی از سمت کارایی انرژی به تمرکز صنعتی وجود ندارد. به عبارتی تمرکز صنعتی می‌تواند میزان کارایی انرژی را در استان‌های ایران تحت تاثیر قرار دهد و اثر مثبت یا منفی آن بر کارایی انرژی از طریق سایر مدل‌های اقتصادسنجی از قبیل اقتصادسنجی فضایی قابل بررسی است.

جدول ۱: علیت گرنجری

نوع علیت	آماره	نتیجه
عدم وجود علیت از تمرکز صنعتی به کارایی انرژی	۴۰/۴۶ (۰/۰۰)	رد فرضیه صفر
عدم وجود علیت از کارایی انرژی به تمرکز صنعتی	۱/۳۶ (۰/۲۴۲)	تایید فرضیه صفر

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس الگوی الهورست[1] (۲۰۱۴) مراحل برآورد مدل فضایی به این صورت است که ابتدا با استفاده از آماره موران[2]، وجود اثرات فضایی در متغیر کارایی انرژی و پسماندهای عوامل موثر بر کارایی انرژی مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس با استفاده از آماره ضریب لاگرانژ به بررسی وجود انواع اثرات فضایی (خطای فضایی یا وقفه فضایی) پرداخته می‌شود. در مرحله سوم با استفاده از آزمون حداکثر راستنمایی به بررسی وجود اثرات ثابت زمانی و فضایی پرداخته می‌شود و در نهایت با استفاده از آزمون هاسمن فضایی نوع مدل برآوردی تخمین زده می‌شود.

کاربرد اقتصادسنجی فضایی نیازمند اثبات وجود اثرات فضایی بین استان‌های مختلف است. بنابراین ابتدا با استفاده از آماره موران بر روی پسماندهای مدل اقتصاد سنجی متعارف و متغیر کارایی انرژی، وجود اثرات فضایی مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که آماره موران برای پسماندهای مدل متعارف و متغیر کارایی انرژی به عنوان متغیر وابسته در سطح خطای یک درصد معنادار است. چرا که مقدار آماره موران برای متغیر کارایی انرژی برابر با ۸/۵۶ است و مقدار آماره موران برای جزء اخلال مدل برآوردی برابر با ۹/۱۶ است که این مقادیر تاییدی بر رد فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی فضایی است.

جدول ۲: آزمون همبستگی فضایی

	مقدار آماره	ارزش احتمال (*P-Value*)
متغیر وابسته کارایی انرژی	۸/۵۶	۰/۰۰
پسماندهای مدل متعارف	۹/۱۶	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به رد شدن فرضیه صفر آماره موران، از مدل‌های فضایی استفاده می‌شود. گام دوم، بررسی ضریب لاگرانژ برای تعیین وابستگی فضایی بر حسب وقفه فضایی، خطای فضایی یا ترکیبی است.

1. Elhorst
2. Moran Statestic

نتایج حاصل از ضریب لاگرانژ در جدول ۳ نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبتنی بر عدم وابستگی فضایی در مشاهدات از متغیر در هر دو حالت LM lag و RLM lag[1] رد شده است. همچنین فرضیه صفر مبتنی بر عدم وابستگی فضایی در جزء خطا در هر دو حالت LM error و RLM error[2] رد شده است، بنابراین وجود هر دو نوع همبستگی فضایی در جزء خطا و مشاهدات از متغیر غیر قابل رد است. به عبارتی هم در وقفه از متغیر کارایی انرژی و هم در پسماندهای مدل مرسوم نوعی خودهمبستگی فضایی وجود دارد که بایستی در مدل برآوردی مورد توجه قرار گیرد.

جدول ۳: آزمون ضریب لاگرانژ

	LM error	*RLM error*	*LM lag*	*RLM lag*
مقدار آماره	۲۱۷/۷۵	۲۱/۸۸	۲۹۲/۴۲	۹۶/۵۵
ارزش احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به این‌که ساختار داده‌های مورد استفاده به صورت ترکیبی از زمان و فضا است، بایستی از طریق آزمون حداکثر راستنمایی (LR)[3] اثرات ثابت زمان یا فضا مورد آزمون قرار گیرد، اثرات ثابت فضایی و زمانی کنترل کننده تمامی اثرات ثابت ناشی از این دو متغیر خواهد بود که نادیده گرفتن آن‌ها باعث تورش در تخمین مدل خواهد بود (الهورست، ۲۰۱۴). منظور از اثرات ثابت زمانی، تمامی عوامل تاثیرگذار بر کارایی انرژی است که در طول زمان تغییر کرده اما در همه استان‌ها ثابت است. اثرات ثابت فضایی، خصوصیات فردی تاثیرگذار بر کارایی انرژی است که در طول زمان ثابت است اما از هر استانی به استان دیگر تغییر می‌کند (طالبلو و همکاران، ۱۳۹۶). نتایج حاصل در جدول ۴ نشان می‌دهد که اثرات ثابت فضا وجود دارد ولی اثرات ثابت زمان وجود ندارد، به عبارتی ناهمگنی بین استان‌ها قابل تایید بوده است. همچنین برای آزمون مدل اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی از آزمون هاسمن فضایی استفاده می‌شود. از آن‌جا که مقدار آماره هاسمن برابر با ۰/۰۱۲۹ است پس فرضیه صفر غیر قابل رد است و بایستی از مدل اثرات تصادفی برای برآورد مدل استفاده شود.

1. Robust Lagrange Multiplier Lag
2. Robust Lagrange Multiplier Error
3. Likelihood Ratio

جدول ۴: آزمون اثرات ثابت زمان و فضا و هاسمن

آماره LR اثرات ثابت فضا	آماره LR اثرات ثابت زمان	آزمون هاسمن فضایی
۹۳۷/۴۷	۱۰/۳۹۴	۰/۰۱۲۹
(۰/۰۰)	(۰/۴۰۶)	(۰/۹۹)

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز مقادیر ارزش احتمال (p-$value$) هستند.

بنابراین به طور کلی، برای بررسی عوامل موثر بر کارایی انرژی در بخش صنایع کارخانه‌ای از مدل اقتصادسنجی فضایی با روش اثرات تصادفی و با در نظر گرفتن اثرات ناهمگن فضایی و با دو وقفه فضایی و خطای فضایی استفاده می‌شود. شواهد برای برآورد مدل در جدول ۵ نشان می‌دهد که هر چه میزان تمرکز صنعتی افزایش یابد، میزان کارایی انرژی به طور معناداری در سطح خطای ۵ درصد کاهش می‌یابد. طوری که با افزایش یک درصد در تمرکز صنعتی، میزان کارایی انرژی به اندازه ۰/۰۵۶ درصد کاهش می‌یابد. یکی از دلایل اصلی برای اثرگذاری منفی تمرکز صنعتی بر کارایی انرژی، وابستگی بین بخش‌های صنعتی برای تامین نهاده‌های تولید است. به همین دلیل هر چه میزان تمرکز پایین و تنوع فعالیت‌های تولیدی در یک منطقه معین جغرافیایی بالاتر باشد، کارایی انرژی به طور معناداری افزایش می‌یابد. این در حالی است که در مطالعات لیو و همکاران (۲۰۱۷)، شن و همکاران (۲۰۱۸) و چن و همکاران (۲۰۱۸) انباشت صنعت باعث افزایش کارایی انرژی می‌شود. در واقع در این موارد با تعیین مزیت نسبی هر استان در تخصیص فعالیت‌های اقتصادی و دستیابی به تنوع بالایی از تولید صنعتی، می‌توان زمینه کاهش اثرات جانبی توسعه صنعت را فراهم نمود. در واقع تمرکز پایین و کاهش هزینه حمل و نقل نهاده‌های تولیدی یکی از سیاست‌های موثر برای افزایش کارایی انرژی است. به همین دلیل هر چه تنوع فعالیت‌های صنعتی در یک منطقه خاص افزایش یابد، زنجیره تولید و مصرف نهاده‌ها و محصول در یک منطقه بهبود یافته و مصرف انرژی در آن منطقه کاهش می‌یابد. این در حالی است که بر اساس شواهد آماری به دست آمده مقدار شاخص تمرکز در اقتصاد ایران بیش از ۰/۰۲ است و این نشان دهنده تمرکز بالاتر است. بنابراین اثر وابستگی صنایع در تامین نهاده‌های تولید بیش از اثر رقابت بالقوه بین صنایع بوده و برای بهبود کارایی انرژی، تنوع سازی فعالیت‌های صنعتی در استان‌ها گامی مهم برای بهبود کارایی انرژی است.

جدول ۵: برآورد مدل ترکیبی SAC

	تمرکز صنعتی	تحقیق و توسعه	هزینه ارتباطات	عرض از مبدا	وقفه فضایی	خطای فضایی
ضرایب	-۰/۰۵۶	۰/۰۱۵	-۰/۰۱۸	۳/۱۰۲	-۰/۹۱۹	۰/۹۳۹
(*P-value*)	(۰/۰۴۶)	(۰/۰۳)	(۰/۰۴۳)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز مقادیر ارزش احتمال (*p-value*) هستند.

بنگاه‌های صنعتی همواره با صرف مخارج تحقیق و توسعه درصدد افزایش تولید به ازای سطح مشخصی از نهاده‌های تولیدی هستند، در این راستا صرف مخارج تحقیق و توسعه برای افزایش کارایی انرژی به عنوان یکی از اهداف بنگاه‌های صنعتی از اهمیت بالایی برخوردار است. اثر مخارج تحقیق و توسعه بر کارایی انرژی نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در مخارج تحقیق و توسعه، میزان کارایی انرژی به اندازه ۰/۰۱۵ درصد افزایش می‌یابد و این مورد در سازگاری با نتایج مطالعات لی و همکاران (۲۰۱۷)، هی و همکاران (۲۰۱۸) و شانگ و همکاران (۲۰۱۹) است. اثر مخارج تحقیق و توسعه بر کارایی انرژی در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. بنابراین با افزایش مخارج تحقیق و توسعه در جهت شناخت روش‌های موثر تولیدی با صرف هزینه کمتر، می‌توان زمینه را برای افزایش کارایی انرژی فراهم کرد. هزینه ارتباطات و رایانه به عنوان شاخصی از فناوری همواره یکی از مولفه‌های مهم برای جایگزینی نیروی کار است. هر چه میزان استفاده از فناوری افزایش یابد، نیروی کار لازم برای فعالیت‌های اقتصادی کاهش می‌یابد، اما شواهد نشان می‌دهد که هزینه فناوری در جهت بهبود کارایی انرژی نبوده است. استفاده از ابزارهای انرژی‌بر از قبیل رایانه و مخابرات موجب کاهش کارایی انرژی می‌شود.

بررسی اثر وقفه فضایی نشان می‌دهد که با افزایش کارایی انرژی در سایر استان‌ها، کارایی انرژی در استان خاص به اندازه ۰/۹۱ درصد کاهش می‌یابد. در واقع فرآیند توسعه بخش صنعت در استان‌های ایران به صورت مستقل است و منجر به هم‌افزایی نمی‌شود، زمانی که توسعه صنعت در استان‌های همسایه منجر به توسعه صنعت در سایر استان‌ها شود، در این صورت انتظار بر این است زنجیره تامین نهاده و عرضه ستانده بین بخش‌های مختلف صنعت رخ دهد که در این صورت کارایی انرژی نیز افزایش می‌یابد. اما اثر منفی وقفه فضایی نشان می‌دهد که توسعه صنعت در استان‌های ایران به صورت محدود است و وابستگی صنایع بین استان‌های ایران وجود ندارد و این یکی از مسائلی است که بایستی مورد توجه واقع شود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

افزایش رشد اقتصادی به همراه افزایش کیفیت محیط زیست یکی از مطلوب‌های هر اقتصادی است که با افزایش کارایی انرژی قابل دست‌یابی است. کارایی انرژی نقشی دوگانه را در اقتصاد ایفا می‌کند. از یک طرف منابع رشد اقتصادی را تامین می‌کند و از طرف دیگر اثرات منفی ناشی از افزایش مصرف انرژی را کاهش می‌دهد. بر اساس نظریه کالدور (۱۹۶۶) بخش صنعت موتور رشد اقتصادی است و همچنین بر اساس شواهد، میزان مصرف انرژی در بخش صنعت بیش از سایر بخش‌های اقتصادی است. پیدا کردن کانالی برای کاهش اثرگذاری منفی توسعه صنعت بر انتشار آلاینده‌ها یکی از اهداف اصلی برای مطالعه حاضر است. بنابراین مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های صنایع کارخانه‌ای در سطح استانی برای دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ و رهیافت اقتصادسنجی فضایی به برآورد کارایی انرژی و اثر تمرکز صنعتی بر کارایی انرژی پرداخته است. بر اساس نتایج حاصل از اندازه‌گیری کارایی انرژی با رهیافت تابع مرزی تصادفی، متوسط کارایی انرژی در تمام استان‌ها در دوره مورد مطالعه به طور معناداری افزایش یافته است اما تغییرات آن در سال‌های متوالی نسبتا پایین بوده است، به طوری که مقدار کارایی انرژی در سال ۱۳۸۳ برابر با ۰/۳۹۸ بوده و این رقم در سال ۱۳۹۳ برابر با ۰/۵۲۵ است. از نگاه استانی، استان خراسان شمالی دارای کمترین کارایی انرژی مصرفی معادل ۰/۱۳۴ بوده و استان بوشهر با مقدار ۰/۹۳ دارای بیشترین کارایی انرژی مصرفی است. شواهد حاصل از کاربرد اقتصاد سنجی فضایی نشان می‌دهد که اثر تمرکز صنعتی بر کارایی انرژی در استان‌های ایران منفی و از نظر آماری در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. بنابراین هر چه تمرکز صنعتی افزایش یابد، کارایی انرژی به طور معناداری کاهش می‌یابد. اثر منفی تمرکز صنعتی بر کارایی انرژی، به این علت است که تنوع سازی فعالیت‌های صنعتی باعث می‌شود که بخش‌های مختلف صنعتی، نیاز نهاده‌ای و بازار محصول خود را در محدوده‌ای نزدیک تامین نمایند و همچنین به علت اثرات سرریز تکنولوژی تولیدی و دانش در بین بخش‌های مختلف، کارایی انرژی افزایش می‌یابد، و براساس ادبیات نظری پژوهش، اثر وابستگی بین صنایع بر میزان رقابت بالقوه بین صنایع غالب است. همچنین اثر مخارج تحقیق و توسعه بر کارایی انرژی مثبت و از نظر آماری معنادار است. بنابراین بهبود مخارج تحقیق و توسعه در راستای افزایش کارایی انرژی گامی موثر برای بهبود کیفیت محیط زیست است، و این تاییدکننده ادبیات نظری پژوهش در رابطه بین مخارج تحقیق و توسعه و کارایی انرژی است. اما اثر مخارج رایانه و ارتباطات بر کارایی انرژی از نظر علامت منفی و از نظر آماری معنادار است،

بنابراین جایگزینی رایانه به جای نیروی انسانی کارایی انرژی را کاهش داده و این نشان می‌دهد هزینه ارتباطات و رایانه در سال‌های اخیر در راستای بهبود کارایی انرژی نبوده است. اغلب نتایج به دست آمده در مطالعه منطبق بر نتایج مطالعات سایر کشورها بوده است. بر اساس نتایج مطالعه، تخصیص مخارج تحقیق و توسعه در پروژه‌های نوین تولیدی که منجر به ایجاد تکنولوژی برتر شود، و همچنین شناسایی مزیت نسبی هر استان در توسعه بخش صنعت برای ایجاد حداکثر تنوع‌سازی در فعالیت‌های بخش صنعت از جمله مهمترین سیاست‌ها برای بهبود کارایی انرژی در بخش صنعت است که می‌تواند سهم بالایی را در کاهش مصرف انرژی برای سطح ثابتی از تولید فراهم آورد.

منابع و مآخذ

۱. شهنازی، روح‌اله. و دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۵). "تحلیل تاثیر زیرساخت‌های حمل و نقل بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران". تحقیقات اقتصادی **۵۱**(۴): ۹۰۸-۸۸۷.

۲. عبادی، زهرا. حسین‌پور، فاطمه. عبدالهیان، حمیدرضا. و سعیدی، سید ناصر (۱۳۹۷). "بررسی اثر وفور منابع نفت و گاز بر کارایی انرژی در کشورهای تحصیلدار". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی **۱٤**(۵۷): ۲۳۴-۲۰۱.

۳. عرب مازار، عباس. و خسروی، عاطفه (۱۳۹۷). "تحلیل مقایسه‌ای روند بهره‌وری انرژی در استان‌های کشور". فصلنامه پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی **٤**(۱۰): ۶۶-۴۱.

۴. کفایی، محمدعلی. و آقائیان وش، پریا (۱۳۹۵). "برآورد و مقایسه کارایی انرژی در بخش‌های اقتصادی ایران". فصلنامه اقتصاد و الگوسازی **۷**(۲۷): ۱۲۲-۹۷.

۵. کفایی، محمدعلی. و آقائیان وش، پریا (۱۳۹۶). "شناسایی عوامل موثر بر کارایی انرژی بخشی در اقتصاد ایران". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی **۱۳**(۵۲): ۳۴-۱.

۶. کفایی، محمدعلی. و خسروی، عاطفه (۱۳۹۵). "برآورد کارایی انرژی در استان‌های ایران به روش تابع مرزی تصادفی". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی **۱۲**(۵۰): ۱۲۸-۱۰۱.

۷. گراوند، سهراب. مهرگان، نادر. صادقی، حسین. و ملکشاهی، مجتبی (۱۳۹۲). "ارزیابی کارایی انرژی در صنعت پتروشیمی کشور". سیاست‌گذاری اقتصادی **۵**(۱۰): ۷۴-۵۷.

۸. محرابی، شاپور. و داودی، سید محمدرضا (۱۳۹۷). "پیش‌بینی کارایی و عوامل مؤثر بر انرژی در چارچوب یک مدل پویایی‌شناسی سیستم: مطالعه موردی شرکت‌های پتروشیمی بنیاد مستضعفان". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی **۱٤**(۵۹): ۲۱۱-۱۸۵.

۹. ناجی میدانی، علی اکبر. مهدوی عادلی، محمد حسین. و عربشاهی دلویی، مهدیه (۱۳۹۴). "بررسی رابطه بین صنعتی شدن و کارایی انرژی بخش صنعت در ایران". سیاست‌گذاری اقتصادی **۷**(۱۳): ۵۶-۲۷.

۱۰. ناظمی، علی. کریمی، فاطمه. ممی‌پور، سیاب. و فشاری، مجید (۱۳۹۸). "کارایی انرژی در استان‌های ایران: تحلیل‌پوششی‌داده‌ها". فصلنامه پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی **۵**(۱۴): ۱۴۲-۱۰۳.

11. Al-Muharrami, S. & Matthews, K. (2009). "Market Power Versus Efficient-Structure in Arab GCC Banking". Applied Financial Economics **19**(18): 1487-1496.
12. Bhadbhade, N. Yilmaz, S. Zuberi, J. S. Eichhammer, W. & Patel, M. K. (2020). "The Evolution of Energy Efficiency in Switzerland in the Period 2000–2016". Energy **191**: 1-30.

13. Boyd, G. A. (2008). "Estimating Plant Level Energy Efficiency with a Stochastic Frontier". The Energy Journal **29**(2): 23-43.
14. Brülhart, M. & Mathys, N. A. (2008). "Sectoral Agglomeration Economies in a Panel of European Regions". Regional Science and Urban Economics **38**(4): 348-362.
15. Buck, J. & Young, D. (2007). "The Potential for Energy Efficiency Gains in the Canadian Commercial Building Sector: a Stochastic Frontier Study". Energy **32**(9): 1769-1780.
16. Chen, D. Chen, S. & Jin, H. (2018). "Industrial Agglomeration and CO2 Emissions: Evidence from 187 Chinese Prefecture-Level Cities Over 2005–2013". Journal of Cleaner Production **172**: 993-1003.
17. Demsetz, H. (1973). "Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy". The Journal of Law and Economics **16**(1): 1-9.
18. Dong, K. Sun, R. Hochman, G. & Li, H. (2018). "Energy Intensity and Energy Conservation Potential in China: a Regional Comparison Perspective". Energy **155**: 782-795.
19. Elhorst, J. P. (2014). *Linear Spatial Dependence Models for Cross-section Data. In Spatial Econometrics* (pp. 5-36), Springer, Berlin, Heidelberg.
20. Feijoó, M. L. Franco, J. F. & Hernández, J. M. (2002). "Global Warming and the Energy Efficiency of Spanish Industry". Energy Economics **24**(4): 405-423.
21. Gumbau-Albert, M. & Maudos, J. (2002). "The Determinants of Efficiency: the Case of the Spanish Industry". Applied Economics **34**(15): 1941-1948.
22. He, Y. Liao, N. & Zhou, Y. (2018). "Analysis on Provincial Industrial Energy Efficiency and Its Influencing Factors in China Based on DEA-RS-FANN". Energy **142**: 79-89.
23. Hicks, J. R. (1935). "Annual Survey of Economic Theory: the Theory of Monopoly". Econometrica: Journal of the Econometric Society **3**(1): 1-20.
24. Kopidou, D. Tsakanikas, A. & Diakoulaki, D. (2016). "Common Trends and Drivers of CO2 Emissions and Employment: a Decomposition Analysis in the Industrial Sector of Selected European Union Countries". Journal of Cleaner Production **112**(5): 4159-4172.
25. Li, M. J. He, Y. L. & Tao, W. Q. (2017). "Modeling a Hybrid Methodology for Evaluating and Forecasting Regional Energy Efficiency in China". Applied Energy **185**(2): 1769-1777.
26. Lin, B. & Long, H. (2015). "A Stochastic Frontier Analysis of Energy Efficiency of China's Chemical Industry". Journal of Cleaner Production **87**(1): 235-244.

27. Lin, B. & Wang, X. (2014). "Exploring Energy Efficiency in China′s Iron and Steel Industry: A Stochastic Frontier Approach". Energy Policy **72**: 87-96.
28. Lin, B. & Yang, L. (2013). "The Potential Estimation and Factor Analysis of China′s Energy Conservation on Thermal Power Industry". Energy Policy **62**: 354-362.
29. Lin, H. L. Li, H. Y. & Yang, C. H. (2011). "Agglomeration and Productivity: Firm-level Evidence from China's Textile Industry". China Economic Review **22**(3): 313-329.
30. Liu, J. Cheng, Z. & Zhang, H. (2017). "Does Industrial Agglomeration Promote the Increase of Energy Efficiency in China? ". Journal of Cleaner Production **164**: 30-37.
31. Marshall, A. (1890). *Principles of Economics*, Macmillan, London.
32. Ouyang, X. Wei, X. Sun, C. & Du, G. (2018). "Impact of Factor Price Distortions on Energy Efficiency: Evidence from Provincial-level Panel Data in China". Energy policy **118**: 573-583.
33. Sanchis, G. R. (2012). *Essays on Urban and Spatial Economics*, A Thesis Submitted to the Department of Geography of the London School of Economics for the degree of Doctor of Philosophy, London, March 2012.
34. Shen, N. Zhao, Y. & Wang, Q. (2018). "Diversified Agglomeration, Specialized Agglomeration, and Emission Reduction Effect—A Nonlinear Test Based on Chinese City Data". Sustainability **10**(6): 1-22.
35. Wang, H. N. & Chen, Y. Y. (2010). "Industrial Agglomeration and Industrial Energy Efficiency: Empirical Analyses Based on 25 Industries in China [J]". Journal of Finance and Economics **9**: 69-79.
36. Weber, A. (1909). *Über den Standort der Industrie*, Mohr, Tübingen. (In German) (Translated by Friedrich C.J. as Theory of the Location of Industries, University of Chicago Press, Chicago, 1929.)
37. Xiong, S. Ma, X. & Ji, J. (2019). "The Impact of Industrial Structure Efficiency on Provincial Industrial Energy Efficiency in China". Journal of Cleaner Production **215**: 952-962.
38. Zhao, H. & Lin, B. (2019). "Will Agglomeration Improve the Energy Efficiency in China's Textile Industry: Evidence and Policy Implications?". Applied Energy **237**: 326-337.
39. Zheng, Q. & Lin, B. (2018). "Impact of Industrial Agglomeration on Energy Efficiency in China's Paper Industry". Journal of Cleaner Production **184**: 1072-1080.

Original Research Article

The effect of industrial concentration on the energy efficiency of the industry sector in the Iranian provinces

Bita Eskandari[1]
Mojtaba Almasi[2]
Somayeh Azami[3]

Received: 26-02-2020 Accepted: 20-09-2020

Introduction: Industry is one of the sectors that plays a significant role in economic growth and, on the other hand, has high energy consumption. From the environmental point of view, high economic growth along with optimal life quality is a main objective for economy. Any disagreement among economic objectives may impose heavy costs on the economy. Development of the industry sector, due to its importance in economic growth, plays a crucial role in economic development and the level of energy consumption in that sector, which is more than that in the other sectors of the economy. In this regard, improvement of energy efficiency in the industry sector is an important policy for the reduction of negative effects of economic growth.

Methodology: To estimate the effect of industrial concentration on energy efficiency at the provincial level during 2004 to2014, the following equation was used.

$$eff_{it} = f(conc_{it}, r\&d_{it}, com_{it}, W)$$

In this equation, *eff* denotes the calculated efficiency of energy by Stochastic Frontier Analysis (SFA) in I provinces and t time, *conc* shows Alison Glassier industrial concentration index, *r&d* is the research and development expenses, *com* is the cost of communication and computer, and *w is* the standardized spatial matrix. To measure the efficiency of the consumed energy, SFA was used. Also, to estimate the energy efficiency from point of view of production, the Shephard Distance Function(SDF) was applied.

$$D_E(K, L, E, Y) = sup\{\alpha: (K, L, E/\alpha, Y) \in T\}$$

The Alison Glassier Index was employed to calculate the industrial concentration index (y) as follows:

[1]- Master of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran
[2]- Associate Professor, Razi University, Kermanshah, Iran
Email: Mojtaba_Almasi@Yahoo.com
[3]- Assistant Professor, Razi University, Kermanshah, Iran

$$\gamma_i = \frac{(\sum_i (s_i - x_i)^2) - (1 - \sum_i x_i^2)(1/N)}{(1 - \sum_i x_i^2)(1 - 1/N)}$$

Results and Discussion: The results obtained from the calculation of Alison Glassier Index for each province in the period of 2004-2014 shows that the highest industrial concentration of 0/593 for Booshehr and the lowest for Markazi Province which is 0/028. One of the main reasons for the high index in Booshehr is the industrial structure of this place. In fact the share of this province in the production of chemical products was 40 percent of the total products of the country in 2014.

In fact, Markazi Province has simultaneous roles in most industries and, thus, had the least industrial concentration in 2014. The result obtained for the other provinces indicates that East Azarbayjan and Qhazwin by 0/03 are among the provinces with low industrial concentration. Ilam, Kerman, Hormozgan, Sistan and Balouchestan are among the places with high industrial concentration. Based on the data of 2014, the share of Hormozgan in the total production of the country in most industries is almost zero.

A survey of the changes in the concentration index of all the provinces shows that, on average, concentration reduced from 0/132 in 2004 to 0/115 in 2006, and then it increased to 0/191 in 2013. The results obtained by SFA also reveal that Booshehr had the highest energy efficiency of 0/93 while North Khorasan with the efficiency of 0/134 had the lowest amount of energy efficiency. The result also shows that six provinces with energy efficiency of higher than average had a concentration higher than average. Also, 11 provinces with efficiency rates lower than average had the lower-than-average industrial concentration. Therefore, in 17 provinces, the rates of efficiency and concentration were the same. In fact, the provinces with higher or lower energy efficiency were those with high or low industrial concentration. Only in 13 provinces, the rates of energy efficiency and concentration were in opposite directions. The study of the changes in the energy efficiency of all the provinces shows that, on average, the amount of efficiency increased significantly from 0/398 in 2004 to 0/525 in 2014.

The results from the estimation of SDF also show that the level of Gamma was almost zero and, thus, variation in the energy efficiency was insignificant. Energy efficiency increased from 0/4 in 2004 to 0/53 in 2014.

The analysis by the Granger causality method shows that there is a relationship between industrial concentration and energy efficiency. Its positive or negative effect on energy efficiency can be known by the other models of econometrics such as spatial econometrics.

There are three steps for the estimation by the spatial model of Elhorst used in this paper. Firstly, Moran statistics are used to investigate the existence of spatial effects in the variable of energy efficiency and the residuals of factors effecting energy efficiency. Then, by the statistics of Lagrange coefficient,

all types of spatial effects (spatial errors or spatial lag) are evaluated. Thirdly, by the use of the maximum likelihood test, the fixed effects of space and time are studied, and ultimately Hassman Spatial Test reveals the type of the estimated model.

In general, to survey the effective factors in the energy efficiency of manufacturing sectors, the spatial model of econometrics is used through the method of random effect and by considering the spatial heterogeneous effects along with two spatial lags and spatial error. The result reveals that, whatever the level of industrial concentration increases, the level of energy efficiency reduces at the error level of 0/05. Thus, a one-percent increase at the level of industrial concentration will reduce the level of energy efficiency by 0/056.

Conclusion: Kaldor (1966) believes that industrial sector is the growth engine for the economic development of a country, and evidence shows that the amount of energy consumption in this sector is more than in the other sectors of the economy. Thus, the present study tries to determine the efficiency of energy consumption and the effect of concentration of industry on energy efficiency by using the data of manufacturing industries in the Iranian provinces from 2004 to 2014. The results of the estimation of the spatial econometrics model show that the effect of industrial concentration on energy efficiency is negative and statistically significant at the error level of 5%. Therefore, an increase in industrial concentration reduces the energy efficiency. In addition, the effect of research and development on energy efficiency is positive and significant, but the effect of computer and communication on energy efficiency is negative and significant. Therefore, improvement of research and development expenditure can increase energy efficiency and environment quality. Also, diversification of industrial activities in regions on the bases of their potentials can be an optimal policy to increase energy efficiency.

Keywords: Industrial concentration, Energy efficiency, Spatial econometrics

JEL classification: L16, O25, P28.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

تأثیر آستانه‌ای نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری کل و خالص صادرات غیر نفتی در ایران[۱]

زهرا عزیزی[۲]
سیده مهرناز غسالی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۷/۱۶

چکیده

کسری مداوم در تراز تجاری غیر نفتی در ایران سبب شده است که موضوع عوامل توضیح‌دهنده آن مورد توجه محققین و سیاست‌گذاران قرار گیرد. از این رو در مقاله حاضر تلاش شده که با استفاده از یک الگوی غیر خطی رگرسیون انتقال ملایم توابع تراز تجاری کل و تراز تجاری غیر نفتی با تاکید بر اثر نرخ پس‌انداز برای دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ مورد برآورد قرار گیرد. در این راستا در کنار متغیرهایی همچون نرخ ارز، درآمد سرانه داخلی و درآمد سرانه جهانی که پرکاربردترین متغیرها جهت برآورد تراز تجاری هستند، دو متغیر نرخ پس‌انداز و متغیر مجازی تحریم نیز به عنوان عوامل مؤثر در چارچوب دو الگوی مجزای تراز تجاری و تراز تجاری غیر نفتی در نظرگرفته شده است. نتایج حاصل از الگوی رگرسیون انتقال ملایم با رد فرضیه خطی بودن، مدل غیر خطی دو رژیمی را با در نظر گرفتن نرخ پس‌انداز به عنوان متغیر انتقال، برای هر دو الگو پیشنهاد می‌دهد. نرخ پس‌انداز در رژیم اول (قبل از حد آستانه نرخ پس‌انداز) در هر دو الگو اثر منفی و در رژیم دوم (بعد از حد آستانه نرخ پس‌انداز) تأثیر مثبت بر تراز تجاری داشته است. نرخ ارز حقیقی موثر نیز جز در رژیم اول تراز تجاری غیر نفتی، اثر مثبت بر هر دو داشته اما اندازه آن در رژیم‌های مختلف و بسته به نوع تراز تجاری متفاوت است. با توجه به تغییر ضریب این متغیر لازم است در اجرای هرگونه سیاست تعدیل نرخ ارز به منظور اثرگذاری بر تراز تجاری، به شرایط حاکم بر الگو و تفاوت ضرایب نیز توجه گردد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تحریم‌ها تنها بر تراز تجاری کل اثر معناداری داشته‌اند.

واژگان کلیدی: تراز تجاری، تراز تجاری غیر نفتی، نرخ پس‌انداز، تحریم، رگرسیون انتقال ملایم.

Keyword: Trade Balance, Non-oil Trade Balance, Savings Rate, Sanctions, Smooth Transition Regression.

JEL Classification: F4, E21, C01, F13.

---

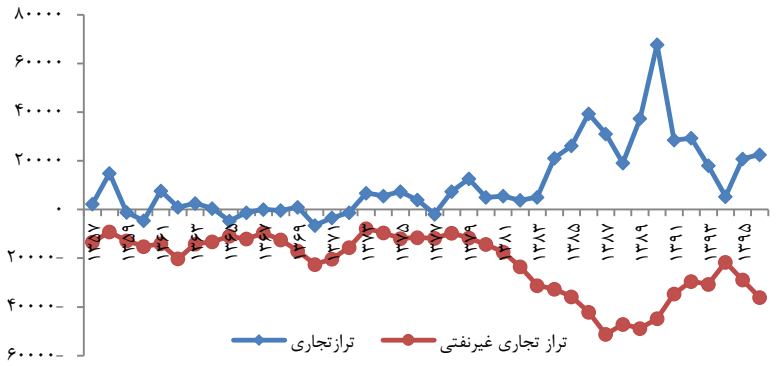
۱. این مقاله مستخرج از پایان نامه مقطع کارشناسی ارشد اقتصاد سیده مهرناز غسالی در دانشگاه الزهرا است.

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
z.azizi@alzahra.ac.ir

۳. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران
Mehrnaz_ghasali@yahoo.com

۱- مقدمه

تراز تجاری یکی از مفاهیم کلیدی تجارت بین‌الملل و از مشخصه‌های اصلی توسعه اقتصادی محسوب می‌شود. اهمیت تراز تجاری برای یک کشور از آن روست که نشان‌دهنده اطلاعات مهمی از روابط بین‌المللی یک کشور با سایر کشورها و نشان‌دهنده موقعیت بین‌المللی یک کشور است. برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه تراز تجاری به‌عنوان یک محدودیت استراتژیک به شمار می‌آید. زیرا با مطالعه و بررسی اقتصاد کشورهای در حال توسعه تقریبا ویژگی‌های مشترکی در همه آن‌ها ملاحظه می‌شود. از جمله این موارد می‌توان به کسری تجاری گسترده و مداوم اشاره کرد. در کشور ایران نیز به دلیل تک‌محصولی بودن و وابستگی به صادرات نفت، تراز تجاری بدون نفت اغلب دارای کسری بوده است. این مساله در نمودار ۱ به وضوح قابل رویت است.



منبع: داده‌های بانک مرکزی ایران

نمودار ۱: روند تراز تجاری نفتی و غیر نفتی (بر حسب میلیون دلار)

ایران به دلیل برخورداری از منابع طبیعی فراوان با وابستگی شدید به درآمد حاصل از صادرات نفت مواجه بوده که یک بخش مولد حقیقی نیست. عرضه ارز ناشی از صادرات نفت به اقتصاد طی سال‌های متمادی، نرخ ارزی را ایجاد کرده که برای سایر بخش‌های تولیدی یک نرخ مطلوبِ ناشی از تولید حقیقی نبوده است. از سوی دیگر بازار جهانی نفت همواره بی‌ثباتی و نوسانات شدیدی را تجربه کرده است. اتکای فرآیند ارزآوری در اقتصاد به صادرات نفت، سبب انتقال شدید این بی‌ثباتی‌ها به عرضه ارز و بازار آن در اقتصاد می‌شود که می‌تواند بر بخش خارجی اقتصاد و سایر متغیرهای کلان آثار نامطلوبی را بر جای گذارد. همچنین تمام شدن منابع نفتی در

آینده‌ای نه چندان دور، لزوم توجه به تراز تجاری غیر نفتی را آشکار ساخته و نیاز به مطالعات بیشتری در زمینه افزایش خالص صادرات غیر نفتی و بهبود تراز تجاری را نمایان می‌سازد.

این مساله توجه سیاست‌گذاران را به اتخاذ سیاست‌هایی جهت برطرف نمودن کسری تراز تجاری به ویژه بدون وابستگی آن به نفت به خود جلب نموده است. استراتژی‌های متفاوتی جهت مقابله با آن اتخاذ شده است اما برای اجرای صحیح هرگونه سیاستی در این حوزه لازم است عوامل مؤثر بر آن به درستی شناسایی شود. از طرفی ضرایب موجود در رابطه با تأثیر متغیرهایی نظیر نرخ ارز که به عنوان ابزاری جهت تنظیم تراز تجاری به کار می‌رود، نیز اهمیت ویژه‌ای دارد.

مقاله حاضر از چند منظر دارای نوآوری است. اول این‌که، در حوزه بررسی عوامل موثر بر تراز تجاری مطالعات گسترده‌ای انجام شده است که اغلب اثر مهم‌ترین عوامل موثر بر آن یعنی نرخ ارز، درآمد داخلی و درآمد شرکای تجاری را در نظر گرفته‌اند. اما گروهی از مطالعات جدید نشان داده‌اند که نرخ پس‌انداز نیز می‌تواند هم به طور مستقیم و هم به صورت غیر مستقیم بر تراز تجاری اثرگذار باشد و در نظر نگرفتن آن در مدل می‌تواند برآورد ضرایب را دچار خطا نماید. این در حالی است که مطالعه تجربی این موضوع کمتر مورد توجه قرار گرفته است. از این رو در مطالعه حاضر اثر نرخ پس‌انداز در کنار سایر متغیرها بر تراز تجاری بررسی می‌گردد. دوم این‌که، ایران در سال‌های پس از انقلاب همواره با مشکلات ناشی از وجود تحریم‌ها در تنظیم روابط تجاری خود مواجه بوده است. شدت تحریم‌های اقتصادی اعمال شده می‌تواند تراز تجاری ایران را تحت تاثیر قرار دهد. بنابراین شدت تحریم‌ها به شکل متغیر مجازی در الگو وارد شده و اثر آن در مدل کنترل می‌گردد. سوم این‌که، به دلیل وجود احتمال غیر خطی بودن اثر متغیرها بر تراز تجاری از یک الگوی رگرسیون انتقال ملایم[1] استفاده شده است. استفاده از این الگو به دلیل خصوصیات خاص خود در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است. این روش در واقع حالت پیشرفته‌تری از الگوهای رگرسیونی تغییر وضعیت[2] است که این امکان را ایجاد می‌کند که ضرایب اثرگذاری متغیرها بر حسب شرایط حاکم بر الگو در طول زمان تغییر کند و این تغییر در ضرایب می‌تواند به شکل ناگهانی نباشد. برآورد ضرایب به این روش می‌تواند تخمین دقیق‌تری از ضرایب بر حسب شرایط حاکم بر مدل ارائه نماید. چهارم، با توجه به این‌که به نظر می‌رسد که صادرات نفت کمتر تحت تاثیر متغیرهای اقتصادی باشد و از سوی دیگر بهبود خالص صادرات غیر نفتی

[1]. Smooth Transition Regression Model (STR)
[2]. Switching regression

می‌تواند تأثیر بسیاری در حرکت به سمت اقتصاد بدون نفت داشته باشد، دو الگوی مجزا برای تراز تجاری در دو شکل تراز تجاری کل و تراز تجاری بدون نفت (خالص صادرات غیر نفتی) در نظر گرفته شده است. بنابراین در مقاله حاضر این فرضیات که رابطه بین تراز تجاری (کل و غیر نفتی) و عوامل مؤثر بر آن مشابه با آن‌چه در مطالعات جدیدی همچون چین وا[1] (۲۰۱۲) و چیو و سان[2] (۲۰۱۶) مطرح شده است، از یک الگوی غیر خطی تبعیت می‌کند، مورد آزمون قرار می‌گیرد. همچنین به نظر می رسد که مطابق با این مطالعات نرخ پس‌انداز می‌تواند بر تراز تجاری موثر باشد که این موضوع در این مقاله ارزیابی می‌گردد.

این مقاله شامل ۶ بخش است. پس از مقدمه، مبانی نظری مربوط به نحوه اثرگذاری نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری و سایر عوامل موثر بر آن بررسی می‌گردد. در بخش سوم به بررسی پیشینه تجربی موضوع پرداخته می‌شود. در بخش چهارم، مدل و روش برآورد آن معرفی شده و در بخش پنجم نتایج تجربی به دست آمده از برآورد الگو تبیین می‌گردد. در انتها نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات حاصل از این پژوهش بیان می‌شود.

۲- مبانی نظری

تراز پرداخت‌های خارجی یکی از بزرگترین معیارهای سنجش و اندازه‌گیری جریان مبادلات تجاری و نقل و انتقال سرمایه در یک اقتصاد باز است که نشان‌دهنده روابط اقتصادی بین یک کشور با سایر کشورهای جهان است. تراز تجاری عمده‌ترین بخش تشکیل‌دهنده تراز پرداخت‌ها به خصوص در ایران است. با توجه به اهمیت تراز تجاری به عنوان متغیری مهم و استراتژیک در رشد و توسعه اقتصادی، در این بخش به بررسی عوامل مؤثر بر تراز تجاری با تأکید بر نرخ پس‌انداز پرداخته می‌شود. به همین دلیل در ادامه در دو بخش مجزا تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری و تأثیر سایر عوامل بر تراز تجاری مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲-۱- اثر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری

پس‌انداز نشان‌دهنده توان اقتصادی کشور در تجهیز منابع مالی و پولی است. به طور کلی دلایل مختلفی برای توجیه تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری مطرح است که از جمله این دلایل می‌توان

[1] .Chin Wa (2012)
[2]. Chiu & Sun (2016)

به اثرات مستقیم نرخ پس‌انداز از کانال تولید ناخالص داخلی بر اساس دیدگاه کروگمن[1] (۱۹۹۱) و اثرات غیر مستقیم آن طبق نظریه وجوه قابل استقراض اشاره کرد.

الف) اثر مستقیم: افزایش نرخ پس‌انداز به معنی کاهش مصرف است لذا با فرض ثابت بودن سهم واردات از کالاهای مصرفی، تقاضا برای واردات به واسطه کم شدن مصرف داخلی کاهش یافته و از طرفی صادرات نیز به واسطه کاهش مصرف افزایش می‌یابد. در نتیجه افزایش نرخ پس‌انداز باعث بهبود تراز تجاری می‌شود.

اما بر اساس دیدگاه اقتصاددانان کلاسیک، پس انداز عامل اصلی شکل‌گیری سرمایه‌گذاری است. بر اساس دیدگاه آنان اگر پس‌انداز برای مقاصد سرمایه‌گذاری در دسترس بخش‌های تولیدی قرار گیرد، منجر به افزایش تشکیل سرمایه و تولید می‌شود. بر این اساس نیاز به واردات کالاهای واسطه‌ای نیز افزایش یافته و بدین ترتیب می‌تواند منجر به کاهش تراز تجاری گردد.

در صورتی که بخواهیم در چارچوب یک الگوی تعادل درآمد ملی به بررسی تاثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری بپردازیم، می‌دانیم که در یک اقتصاد تعادل درآمد ملی از معادله (۱) به‌دست می‌آید:

$$Y = C + I + G + X - M \qquad (۱)$$

با انتقال مصرف از سمت راست معادله به سمت چپ خواهیم داشت:

$$Y - C = I + G + X - M \qquad (۲)$$

و با در نظر گرفتن Y-C به عنوان پس‌انداز داریم:

$$S = I + G + X - M \qquad (۳)$$

با جابه‌جایی سرمایه‌گذاری (I) و مخارج دولتی (G) به طرف دیگر معادله، تراز تجاری را به صورت معادله (۴) خواهد بود:

$$CA = S - I - G \qquad (۴)$$

[1]. Krugman (1991)

معادله (۴) نشان‌دهنده یک رابطه مثبت بین پس‌انداز کل و تراز تجاری یک کشور است. بنابراین پس‌انداز تاثیر مستقیمی بر تراز تجاری دارد (چیو و سان[1]، ۲۰۱۶).

با توجه به این‌که پس‌انداز کل از حاصل ضرب نرخ پس‌انداز در درآمد کل بدست می‌آید، تغییر در نرخ پس‌انداز هم به صورت مستقیم و هم از کانال تغییر در درآمد می‌تواند بر پس‌انداز کل مؤثر باشد.

$$S = s.y \qquad (۵)$$

در مدل رشد هارود- دومار[2] پس‌انداز به عنوان یکی از عوامل اصلی در تعیین رشد اقتصادی است. این مدل بیان می‌کند که رشد اقتصادی (g) به نسبت سرمایه به تولید یا ثابت سرمایه (v) و میل نهایی به پس‌انداز (s) بستگی دارد. در این مدل نسبت سرمایه به تولید ثابت بوده و نرخ رشد تولید برابر با نرخ رشد سرمایه می‌باشد. به عبارت دیگر در این مدل، نرخ رشد با نسبت نرخ پس‌انداز به نرخ ثابت سرمایه برابر است ($g = \frac{s}{v}$). در نتیجه با افزایش نرخ پس‌انداز، رشد اقتصادی نیز افزایش می‌یابد.

مدل سولو[3] (۱۹۵۶) که یکی از مدل‌های رشد نئوکلاسیکی است سعی در رفع اشکالات موجود در مدل هارود دومار دارد. در این مدل تکنولوژی به صورت برون‌زا فرض شده است و افزایش نرخ پس‌انداز در کوتاه‌مدت می‌تواند بر نرخ رشد اقتصادی تأثیر بگذارد ولی در بلندمدت تأثیری بر نرخ رشد ندارد و فقط موجب افزایش تولید سرانه می‌شود. از نظر تکنیکی، افزایش نرخ پس‌انداز به صورت برون‌زا، موجب افزایش موجودی سرمایه و تولید سرانه در وضعیت پایدار[4] می‌شود که در زمان حرکت به سمت وضعیت پایدار جدید موجب افزایش نرخ رشد اقتصادی می‌گردد (رومر[5]، ۲۰۱۱).

از سوی دیگر کینز در نظریه تناقض خست[6] نشان داده است که پس‌انداز بیشتر همواره مفید نیست. در شرایط رکودی نرخ پس‌انداز بیشتر، موجب کاهش مصرف در سطح کلان شده و در نتیجه تولید و درآمد ملی را کاهش می‌دهد. از این رو تاثیر نرخ پس‌انداز بر درآمد همواره یکسان

1. Chiu & Sun (2016)
2. Harrod-Domar
3. Solow (1956)
4. Steady State
5. Romer (2011)
6. Paradox of Thrift

نیست. بنابراین اثر نرخ پس‌انداز بر پس انداز کل و در نهایت بر تراز تجاری می‌تواند به جهت تاثیر آن بر درآمد ملی بستگی داشته باشد.

ب) اثر غیر مستقیم: طبق تئوری وجوه قابل استقراض، نرخ بهره در بازار این وجوه تعیین می‌شود. این بازار نیز همانند سایر بازارها دارای عرضه و تقاضا بوده و نرخ بهره توسط همین عرضه و تقاضا در بازار تعیین می‌گردد. عرضه وجوه قابل استقراض از سوی افرادی و یا بنگاه‌هایی می‌باشد که دارای مازاد درآمد بر مصرف بوده و می‌خواهند این مازاد خود را پس‌انداز کنند. لذا پس اندازهای خود را در بازار وجوه قابل استقراض عرضه کرده و آن را به دیگران قرض می‌دهند. برای مثال می‌توانند پس‌اندازهای خود را به بانک سپرده و بانک نیز این منابع را به دیگران قرض می‌دهد. تقاضای این وجوه از سوی افراد و یا بنگاه‌هایی است که قصد سرمایه‌گذاری دارند. بنابراین نرخ بهره در این بازار قیمت استقراض می‌باشد که از وام‌گیرندگان به پس‌اندازکنندگان پرداخت می‌شود. نرخ بهره بالا منجر به پرهزینه‌تر شدن استقراض شده در نتیجه تقاضا برای وجوه قابل استقراض با افزایش نرخ بهره، کاهش می‌یابد. بنابراین تقاضا برای این وجوه نزولی می‌باشد. همچنین افزایش نرخ بهره موجب تشویق پس‌اندازکنندگان شده، در نتیجه پس‌انداز افزایش می‌یابد. این امر موجب افزایش عرضه وجوه قابل استقراض می‌شود که نشان‌دهنده منحنی صعودی عرضه‌ی این وجوه است. نرخ بهره در این بازار و در تعادل عرضه و تقاضای وجوه قابل استقراض تعیین می‌شود.

طبق تئوری وجوه قابل استقراض با افزایش نرخ پس‌انداز، منحنی عرضه‌ی این وجوه به سمت راست منتقل شده که این امر موجب کاهش نرخ بهره می‌گردد. در یک اقتصاد دارای حساب سرمایه قوی کاهش نرخ بهره منجر به افزایش جریان خروج سرمایه شده و در نتیجه تقاضای پول داخلی کاهش یافته و ارزش آن نیز کاهش می‌یابد. کاهش ارزش پول داخلی منجر به ارزان‌تر شدن صادرات و گران‌تر شدن واردات می‌شود. در نتیجه واردات کاهش و صادرات افزایش می‌یابد و این‌گونه می‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری شود. در واقع اثر غیر مستقیم از طریق تغییر نرخ بهره باعث تغییر نرخ ارز شده و از این کانال سبب تغییر تراز تجاری می‌گردد (چیو و سان، ۲۰۱۶). البته باید توجه داشت که در اقتصاد ایران با توجه به تعیین دستوری نرخ بهره این کانال اثرگذاری از کارایی لازم برخوردار نیست.

۲-۲- سایر عوامل اثرگذار بر تراز تجاری

۲-۲-۱- تأثیر تحریم بر تراز تجاری

از سال‌های آغازین انقلاب همواره غرب در تلاش است تا با وضع قوانین و مقررات، روابط تجاری ایران با سایر کشورها را محدود کرده و موانعی را در انجام سرمایه‌گذاری خارجی در ایران ایجاد کند. از آن‌جا که اقتصاد ایران به شدت به درآمدهای نفتی وابسته می‌باشد هرگونه آسیب به آن منجر به آسیب رساندن به کل اقتصاد کشور می‌شود (مصطفوی و همکاران، ۱۳۹۴). تحریم‌ها همانند محدودیت‌های مقداری عمل کرده و تجارت را کاهش می‌دهد. ایران در فرآیند تحریم‌های اقتصادی با تغییر ساختار تجارت خارجی و روی آوردن به تجارت با کشورهایی که از تحریم‌های اقتصادی، کمتر تبعیت کرده‌اند مانند چین، هند و ترکیه، سعی در دور زدن تحریم‌ها و حفظ جریان تجارت کالاهای ضروری برای رشد و توسعه اقتصادی کشور نموده است.

تحریم‌های اقتصادی از دو طریق بر کشور اثر گذارند: اول قطع روابط تجاری که کشور تحت تحریم را از برخی منافع تجارت محروم می‌کند. دوم، عدم استفاده از سود تجاری که بر کشور تحریم شونده اثر می‌گذارد. تحریم‌های تجاری می‌توانند به صورت تحریم صادرات به کشور هدف و یا تحریم واردات از کشور هدف باشند. در این‌گونه تحریم‌ها معمولا کشور تحریم شده می‌تواند با کمی هزینه بیشتر کالاهای مورد نیاز را از کشور دیگری وارد نماید. به همین دلیل تحریم‌های یک جانبه به احتمال زیاد خسارت کمتری به کشور هدف وارد می‌کنند (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۴).

تحریم‌های نفتی موجب کاهش میزان تولید نفت و صادرات آن می‌گردد در نتیجه درآمدهای نفتی کاهش می‌یابد. این کاهش دولت را برای مقاصدی همچون تأمین کالاهای اساسی مجبور به استقراض از بانک مرکزی کرده که موجب افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی می‌گردد. افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی پایه پولی را افزایش داده و در نهایت منجر به افزایش نقدینگی در جامعه می‌گردد و تورم نیز افزایش می‌یابد (سادات اخوی و همکاران، ۱۳۹۶). افزایش سطح قیمت‌های داخلی در صورتی که از طریق تعدیل نرخ ارز اسمی جبران نگردد، قدرت رقابت‌پذیری کالاهای تولید داخل را کاهش داده و وضعیت تراز تجاری را بدتر می‌کند.

۲-۲-۲- تأثیر نرخ ارز بر تراز تجاری

کاهش ارزش پول ملی به عنوان یکی از ابزارهای اقتصادی جهت اصلاح کسری تجاری است، چرا که با تنزل ارزش پول ملی و یا به عبارت دیگر با افزایش نرخ ارز حقیقی مخارج مصرف‌کنندگان از کالاهای خارجی به سمت کالاهای داخلی منتقل می‌گردد و با افزایش صادرات و کاهش واردات منجر به بهبود تراز تجاری می‌گردد. با این وجود امکان اختلال در مکانیسم اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری نیز وجود دارد (گلدبرگ و ویسک دیلون[1]، ۲۰۰۷). موفقیت اجرای این سیاست تا حد زیادی منوط به قرار گرفتن تقاضا در مسیر صحیح و وجود ظرفیت‌های مناسب در این ارتباط است. به گونه‌ای که اگر تولید داخلی پاسخگوی نیاز داخلی نباشد، مکانیسم اثرگذاری این سیاست بر کاهش واردات با اخلال مواجه می‌شود (گوایتان[2]، ۱۹۷۶).

برونو[3] (۱۹۷۹) و وینبرگن[4] (۱۹۸۹) بیان می‌کنند که کاهش ارزش پول ملی سبب افزایش هزینه تولید بنگاه‌هایی خواهد شد که از نهاده وارداتی در فرآیند تولید خود استفاده می‌کنند، در نتیجه ممکن است موجب چیره شدن این تأثیر منفی بر تولید شده و قیمت‌های داخلی افزایش یابد. در این رابطه گیلفسن و اشمیت[5] (۱۹۸۳) اثر نهایی کاهش ارزش پول ملی را وابسته به میزان انتقال منحنی‌های عرضه و تقاضا می‌دانند.

در صورتی که رابطه یک به یک بین قیمت‌های داخلی و نرخ ارز وجود داشته باشد، افزایش رقابت‌پذیری که در صادرات به سبب افزایش نرخ ارز اتفاق می‌افتد با کاهش رقابت‌پذیری صادرات به سبب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها جبران شده و افزایش در نرخ ارز تأثیری بر تراز تجاری نخواهد گذاشت. به این ترتیب ترکیب نرخ ارز اسمی و تورم بالا باعث می‌شود رقابت‌پذیری صادرات بدون تغییر باقی بماند (ایتو و ساتو[6]، ۲۰۰۸). از این رو برای بررسی دقیق‌تر این ارتباط بهتر است از نرخ ارز حقیقی استفاده گردد که برآیندی از تغییر نرخ ارز اسمی و سطح قیمت‌ها را در خود نهفته دارد.

---

1. Goldberg &Wisk Dillon (2007)
2. Guittian (1976)
3. Bruno (1979)
4. Wijnbergen (1989)
5. Gylfason & Schmidt (1983)
6. Ito & Sato (2008)

با توجه به آن‌چه بیان شد تأثیر نرخ ارز بر تراز تجاری دارای ابهام است چرا که مطالعات نشان‌دهنده نتایج متفاوتی است. به عبارت دیگر در برخی از مطالعات کاهش ارزش حقیقی پول ملی(افزایش نرخ ارز حقیقی)، دارای تاثیر مثبت بر تراز تجاری بوده و در برخی دیگر افزایش نرخ ارز تأثیر منفی بر تراز تجاری بر جا می‌گذارد. اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری با توجه به شرط مارشال- لرنر بیان‌گر این مطلب است که زمانی کاهش ارزش پول داخلی منجر به بهبود تراز تجاری می‌شود که مجموع کشش‌های صادرات و واردات کشور بزرگتر از یک باشد. اما در صورتی‌که مجموع کشش‌های صادرات و واردات برای یک کشور کوچک‌تر از یک باشد، کاهش ارزش پول ملی نمی‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری شود. در نتیجه اثرگذاری تضعیف ارزش پول ملی برای یک کشور، به میزان مجموع کشش‌های صادرات و واردات آن کشور بستگی دارد.

۲-۲-۳- تأثیر درآمد داخلی بر تراز تجاری

طبق الگوهای کینزی، نظریه اولیه در رابطه با تأثیر درآمد بر تراز تجاری این است که افزایش درآمد از طریق افزایش تقاضای کالاهای وارداتی منجر به افزایش واردات می‌گردد، به طوری که می‌تواند واردات کالاهای مصرفی و یا واسطه‌ای و سرمایه‌ای را افزایش دهد. اما اگر افزایش درآمد داخلی با استراتژی جایگزینی واردات همراه گردد، می‌تواند سبب کاهش واردات شود (بهمنی اسکویی و کانتی پونگ[1]، ۲۰۰۱). از طرفی افزایش درآمد در صورتی که منجر به افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای مورد استفاده در تولید کالاهای صادراتی شود می‌تواند در بلندمدت با بهبود تولیدات داخلی و تأمین نیاز داخلی، صادرات کالاها را بهبود دهد و منجر به رشد مثبت تراز تجاری گردد. بنابراین تأثیر نهایی درآمد بر تراز تجاری بستگی به برآیند این دو اثر دارد.

۲-۲-۴- تأثیر درآمد شرکای تجاری بر تراز تجاری

تراز تجاری کل در هر کشوری علاوه بر این‌که متأثر از درآمد داخلی آن کشور است، تحت تأثیر درآمد شرکای تجاری کشور مذکور و یا به عبارتی تحت تأثیر درآمد جهانی نیز قرار می‌گیرد. افزایش درآمد شرکای تجاری به معنای افزایش تمایل آن‌ها به واردات بیشتر است که منجر به افزایش تقاضا برای صادرات کشور مذکور است. اما به طور مشابه اگر این کشورها از سیاست

[1]. Bahmani-Oskooee & Kantipong (2001)

جایگزینی واردات در قبال کالاهای صادراتی استفاده نمایند تراز تجاری کشور مورد نظر بهبود نخواهد یافت (بهمنی اسکویی و کانتی پونگ، ۲۰۰۱).

تأثیر درآمد بر تراز تجاری هر کشوری به کشش درآمدی تقاضای واردات و کشش درآمدی جهان برای صادرات آن کشور بستگی دارد. اگر کشش درآمدی تقاضای واردات بیشتر از کشش درآمدی خارجی تقاضای صادرات باشد، رشد واردات کشور بیشتر از رشد صادرات آن خواهد بود و تراز تجاری بدتر خواهد شد. در این صورت کشور با یک انتخاب دشوار مواجه خواهد بود زیرا اگر همپای شریک تجاری خود رشد کند کسری تجاریش در طول زمان افزایش خواهد یافت و چنان‌چه به دنبال حفظ تعادل در تراز تجاری خود باشد، می‌بایست رشد درآمد داخلی کمتری را از شرکای تجاری خود تجربه کند (پیری و همکاران، ۱۳۹۵).

۳- پیشینه پژوهش

اگرچه ادبیات گسترده‌ای در رابطه با برآورد تراز تجاری وجود دارد، اما مطالعاتی که به ویژه در رابطه با اثر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری باشد، بسیار اندک است و تقریبا محدود به سال‌های اخیر می‌شود. در این بخش به مرور مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در این زمینه پرداخته شده است.

اولیوی[1] (۲۰۰۰) به بررسی اثرات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بر تعادل حساب جاری ایالات متحده برای یک دوره ۴۰ ساله پرداخت. یافته‌های مطالعه وی نشان می‌دهد که به طور متوسط سرمایه‌گذاری تا حد زیادی موجب توازن در حساب جاری بلندمدت می‌شود. همچنین نتایج حاکی از آن است که پس‌انداز پایین یکی از عوامل ایجاد کسری تجاری است.

سان[2] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به بررسی تغییرات ساختاری، پس‌انداز و تراز حساب جاری گروهی از کشورهای منتخب آسیایی و آمریکای لاتین طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۹۵ پرداخت. وی اثر متغیرهای نرخ تورم، درجه باز بودن تجاری، رابطه مبادله و نرخ بهره بر پس‌انداز و تراز حساب جاری را با استفاده از رویکرد پانل پویا مورد ارزیابی قرارداد. نتایج حاصل از برآورد حاکی از تاثیر مثبت پس‌انداز بر تراز تجاری کشورهای مورد بررسی است.

[1]. Olivei (2000)
[2]. Sun (2011)

چیو و سان[1] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای نقش نرخ پس‌انداز و نرخ ارز را بر تراز تجاری طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۵ در ۷۶ کشور منتخب دنیا مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها به منظور بررسی اثرات غیر خطی نرخ پس‌انداز الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی را به کار بردند. نتایج نشان می‌دهد که کشورهایی با نرخ پس‌انداز بالاتر از حد آستانه‌ای ۱۴/۸ درصد توان بهبود در تراز تجاریشان را با افزایش در نرخ پس‌انداز یا کاهش ارزش پول دارند.

چیو و رن[2] (۲۰۱۹) با استفاده از دو گام متفاوت تکنیک GMM به بررسی رابطه خطی و غیر خطی بین تراز تجاری دو جانبه، نرخ پس‌انداز و نرخ ارز واقعی برای کشور چین و ۱۰۲ شریک تجاری آن برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ پرداختند که نتایج نشان‌دهنده آن است که کاهش ارزش پول ملی در رگرسیونی که شامل همه کشورهای نمونه بوده است، مازاد تجاری چین را افزایش می‌دهد. اما رابطه متفاوتی بین تراز تجاری چین و نرخ ارز واقعی با شرکای تجاری با درآمد بالا و درآمد پایین وجود دارد. زمانی که شریک تجاری دارای درآمد بالا باشد، کاهش ارزش پول ملی می‌تواند تاثیر ناچیز یا منفی داشته باشد.

برقی اسکویی و همکاران (۱۳۹۶) نیز در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی رگرسیون فازی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی تأثیر نرخ پس‌انداز در کنار متغیرهایی نظیر درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه و نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۳۹ پرداختند. نتایج نشان‌دهنده تأثیر مثبت متغیرهای نرخ پس‌انداز، درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه و همچنین تأثیر منفی نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری است. همچنین برقی اسکویی و همکاران (۱۳۹۶) در چارچوب یک الگوی مارکوف سوییچینگ دو رژیمی برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۰ اثر نرخ پس‌انداز را بر تراز تجاری کل بررسی نمودند. ایشان تراز تجاری کل را تابعی از نرخ پس‌انداز، درجه باز بودن تجاری، نرخ ارز مؤثر واقعی، و تولید ناخالص داخلی سرانه در نظر گرفتند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده تاثیر منفی نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری در رژیم اول و تاثیر مثبت آن در رژیم دوم است. همچنین ضرایب نرخ ارز مؤثر واقعی در رژیم‌های اول و دوم دارای تأثیر منفی بر تراز تجاری شده‌اند. سایر نتایج حاکی از اثرگذاری نامتقارن درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه در رژیم‌های اول و دوم بر تراز تجاری بوده است.

---

1. Chiu & Sun (2016)
2. Chiu & Ren (2019)

۴- معرفی الگو

بر اساس آن‌چه در ادبیات نظری و تجربی در مورد تراز تجاری بیان شد، مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر تراز تجاری در الگو وارد شده است. مطالعاتی نظیر چیو و سان (۲۰۱۶)، چیو و رن (۲۰۱۹)، آریز و همکاران[1] (۲۰۱۷)، شهبازی و همکاران (۱۳۹۳) و برقی اسکویی و همکاران (۱۳۹۶) نشان داده‌اند که الگوی تراز تجاری می‌تواند از یک فرآیند غیر خطی تبعیت نماید. این مطالعات اغلب به دنبال برآورد صحیحی از میزان اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری بوده‌اند که در رابطه با آن نتایج متفاوتی در مطالعات تجربی اتخاذ شده است. گوین[2] (۱۹۹۱) اشاره به این دارد که برقراری شرط مارشال لرنر بستگی زیادی به فرمول‌بندی دقیق رفتار پس‌اندازی دارد. همچنین گوین (۱۹۹۱) بر اساس نتایج تئوری توضیح می‌دهد که این نتایج ناسازگار و ناهماهنگ در بررسی رابطه نرخ ارز و تراز تجاری ممکن است به خاطر غفلت از تأثیر پس‌انداز باشد. در این راستا پس از بررسی وجود رابطه غیر خطی، جهت بررسی ارتباط بین نرخ پس‌انداز و تراز تجاری از یک مدل غیر خطی رگرسیون انتقال ملایم استفاده خواهد شد.

دو ویژگی الگوهای رگرسیون انتقال ملایم در مقایسه با الگوهای متعارف، باعث شد موضوع پژوهش با استفاده از این الگو مورد برآورد قرار گیرد.

۱- اول آن‌که امکان ایجاد چندین نظام بین متغیرها بر حسب شرایط مختلف وجود دارد. این شرایط به وسیله متغیر انتقال و فاصله آن با حد آستانه مشخص می‌شود. در این الگو تغییر در رژیم‌ها یا شکست‌های ساختاری به صورت درون‌زا و با کمک الگو مشخص می‌شود و بنابراین نیازی به وارد کردن متغیر موهومی یا بررسی جداگانه شکست ساختاری نیست (عزیزی، ۱۳۹۷).

۲- این الگو ضمن مشخص کردن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم، قابلیت نشان دادن سرعت انتقال از رژیمی به رژیم دیگر را نیز دارد (گل خندان و همکاران، ۱۳۹۶). بدین ترتیب انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌تواند به شکل ملایم اتفاق افتد که این مساله نیز در درون الگو تعیین می‌گردد.

الگوی رگرسیون انتقال ملایم در حالت کلی توسط معادله (۶) تعریف می‌شود.

$$y_t = \pi' w_t + \left(\theta' w_t\right) G(s_t, \gamma, c) + u_t \qquad (۶)$$
$$w_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p1}, x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-p2})$$

[1]. Arize (2017)
[2]. Gavin (1991)

که در آن y_t نشان‌دهنده متغیرهای درون‌زا، x_t نشان‌دهنده متغیرهای برون‌زا و π و θ نشان‌دهنده بردارهای پارامتر می‌باشد. s_t متغیر انتقال نام دارد و تغییرات آن باعث تغییر ضریب متغیرهای برآوردگر می‌شود. این متغیر وضعیت‌های مختلف اقتصادی را فرمول‌بندی می‌کند. این متغیر می‌تواند وقفه متغیر درون‌زا یا برون‌زا باشد و یا این‌که متغیر سومی خارج از این چارچوب باشد (عزیزی و هادیان، ۱۳۹۱). $G(.)$ تابع انتقال است که تابعی لجستیک، پیوسته و کران‌دار می‌باشد و به صورت معادله (۷) تعریف می‌شود:

$$G(s_t,\gamma,c)=\{1+\exp[-\gamma\prod_{j=1}^{J}(s_t-c_j)]\}^{-1}\quad ,\gamma>0 \qquad (۷)$$

این تابع نحوه انتقال از رژیمی به رژیم دیگر را نشان می‌دهد و مقدار آن می‌تواند بین صفر و یک باشد که بر این اساس ضرایب الگو بین π و $\pi+\theta$ در نوسان خواهد بود. در این تابع γ پارامتر شیب[1] و c پارامتر موقعیت[2] است. پارامتر شیب مشخص‌کننده سرعت انتقال بین دو الگوی حدی بوده و پارامتر موقعیت یا آستانه، تعیین‌کننده حد آستانه[3] بین این رژیم‌هاست. مقدار متغیر انتقال و مقدار تابع انتقال متناظر با آن، تعیین‌کننده الگوی حاکم در هر دوره زمانی خواهد بود (عزیزی و هادیان، ۱۳۹۱).

در تخمین الگو معمولا دو $J=1$ $(LSTR1)$ و $J=2$ $(LSTR2)$ در نظر گرفته می‌شود.

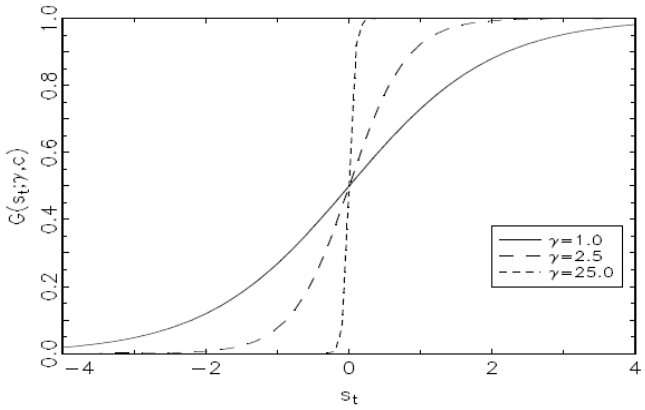
در حالت $J=1$ پارامتر های $\pi+\theta G(s_t,\gamma,c)$ به صورت تابعی یکنوا[4] از s، بین π و $\pi+\theta$ تغییر می‌یابد.

در حالت $J=2$ پارامتر های $\pi+\theta G(s_t,\gamma,c)$ به صورت متقارن[5] حول مقدار میانی $\frac{c_1+c_2}{2}$ تغییر می‌یابد.

شکل ۱ نشان‌دهنده تابع لجستیک $G(s_t,\gamma,c)$ برای حالت $J=1$ (LSTL1) و برای مقادیر مختلف پارامتر شیب (γ)، و $c=0$ می‌باشد. در صورتی‌که مقدار پارامتر شیب طبق شکل برابر ۱ ($\gamma=1$) باشد سرعت انتقال بسیار کند می‌باشد در حالی که برای مقدار $\gamma=25$ سرعت انتقال بین دو الگوی حدی بسیار سریع است. همچنین شکل ۲ نشان‌دهنده تابع انتقال $G(s_t,\gamma,c)$ برای

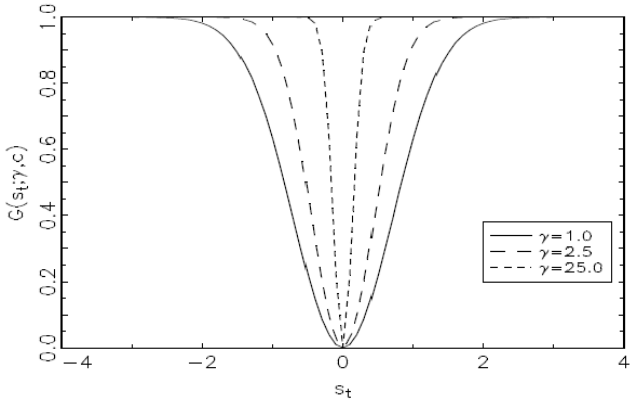
[1]. Slope Parameter
[2]. Location Parameter
[3]. Threshold
[4]. Monotonic Function
[5]. Symmetric

حالت $J = 2$ (LSTR2) و مقادیر مختلف پارامتر شیب با میانگین پارامترهای موقعیت صفر می‌باشد.



منبع: وندایک[1] (۱۹۹۹)

شکل ۱: تابع انتقال برای یک الگوی *LSTR1* با سرعت‌های انتقال مختلف



منبع: وندایک (۱۹۹۹)

شکل ۲: تابع انتقال برای یک الگوی *LSTR2* با سرعت‌های انتقال مختلف

در این راستا الگوی نهایی مورد برآورد برای تراز تجاری با توجه به متغیرهای اثرگذار به صورت معادله (۸) خواهد بود:

$$TB = \pi' w_t + (\theta' w_t) G(s_t, \gamma, c) + u_t \qquad (۸)$$

[1]. Vandijk (1999)

$$w_t = (1, s, y, wy, r, t)$$

TB: لگاریتم تراز تجاری ایران که به دو صورت کلی و تراز تجاری غیر نفتی در چارچوب دو الگوی مجزا برآورد می‌شود.

s: نرخ پس‌انداز

y: لگاریتم درآمد سرانه حقیقی ایران

Wy: لگاریتم درآمد سرانه حقیقی جهان

r: لگاریتم نرخ ارز مؤثر حقیقی

t: متغیر مجازی سطح تحریم (از آن‌جا که در دوره مورد بررسی همواره ایران مورد تحریم بوده است، از دو متغیر مجازی تحریم متوسط و قوی برای سنجش سطح تحریم‌ها استفاده می‌شود).

۵- نتایج تجربی

۵-۱- منابع آماری داده‌ها

در پژوهش حاضر از داده‌های اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ استفاده شده است. تولید ناخالص سرانه جهانی، تولید ناخالص سرانه داخلی و نرخ پس‌انداز از سایت پایگاه شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) استخراج شده است. داده‌های صادرات و واردات نفتی و غیر نفتی و همچنین واردات بر حسب میلیون دلار از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (CBI)، گرفته شده است. داده‌های مربوط به نرخ ارز مؤثر حقیقی نیز از سایت (IFS) استخراج گردیده است.

۵-۲- آزمون‌های مانایی و هم‌جمعی

پیش از تخمین الگوها لازم است برای اطمینان از عدم وجود رگرسیون کاذب، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. در این مطالعه به منظور تعیین درجه مانایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1] (ADF) استفاده شده است که در این آزمون فرضیه صفر نشان‌دهنده نامانایی متغیر (وجود ریشه واحد) و فرضیه مقابل نشان‌دهنده مانایی متغیر (عدم وجود ریشه واحد) می‌باشد. نتایج آزمون مانایی برای متغیرهای الگو در جدول ۱ ارائه شده است. نتایج حاصل بیان‌گر عدم مانایی

[1]. Augmented Dickey Fuller

کلیه متغیرها در سطح اطمینان ۰/۰۵ می‌باشد. بنابراین از متغیرها یک مرتبه تفاضل‌گیری شد و نتایج آزمون مانایی برای تفاضل آن‌ها نیز ارائه گردید. با توجه به نتایج، تفاضل متغیرهای الگو مانا است.

جدول ۱: نتیجه آزمون ADF برای سطح متغیرها

نام متغیر	آزمون مانایی در سطح متغیرها		آزمون مانایی برای تفاضل متغیرها	
	آماره t	مقدار prob	آماره t	مقدار prob
(TB) لگاریتم تراز تجاری کل	-۱/۶۰	۰/۱۲	-۷/۳۱	۰/۰۰۰
(TBNO) لگاریتم تراز تجاری غیر نفتی	-۱/۷۲	۰/۰۸	-۵/۱۹	۰/۰۰۰
(S) نرخ پس‌انداز	-۱/۰۶	۰/۷۱	-۶/۰۷	۰/۰۰۰
(r) لگاریتم نرخ ارز حقیقی موثر	-۰/۵۰	۰/۴۹	-۳/۹۸	۰/۰۰۰
(wy) لگاریتم درآمد سرانه جهانی	۰/۷۲	۰/۹۹	-۲/۸۷	۰/۰۰۵
(y) لگاریتم درآمد سرانه داخلی	-۰/۲۸	۰/۵۷	-۴/۳۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به این‌که درجه مانایی متغیرها از مرتبه یک ($I(1)$) می‌باشد، لازم است از رابطه بلندمدت بین متغیرها اطمینان حاصل کرد که بدین منظور از آزمون یوهانسون[1] استفاده می‌گردد. این روش با استفاده از دو آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه[2] و آزمون اثر[3] وجود رابطه بلندمدت و تعداد روابط بلندمدت را با توجه به طول وقفه بهینه مشخص می‌کند. نتایج این آزمون برای دو الگوی تراز تجاری کل و تراز تجاری غیر نفتی در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون اثر

مقدار بحرانی	آماره آزمون برای الگوی تراز تجاری غیر نفتی	آماره آزمون برای الگوی تراز تجاری کل	فرضیه H_1	فرضیه H_0
۶۹/۸۱	۷۸/۰۷	۱۰۸/۶۰	$r \geq 1$	$r = 0$
۴۷/۸۵	۳۲/۱۴	۴۱/۷۵	$r \geq 2$	$r \leq 1$
۲۹/۷۹	۱۳/۹۷	۲۰/۱۹	$r \geq 3$	$r \leq 2$
۱۵/۴۹	۶/۹۶	۵/۱۳	$r \geq 4$	$r \leq 3$
۳/۸۴	۰/۱۸	۰/۰۴	$r \geq 5$	$r \leq 4$
مقادیر بحرانی در سطح ۰/۹۵ محاسبه شده است.				

منبع: یافته‌های پژوهش

[1]. Johanson
[2]. Maximal Eigenvalue Test
[3]. Trace Test

نتایج حاکی از آن است که به دلیل بزرگ‌تر بودن آماره آزمون از مقدار بحرانی، وجود یک بردار هم‌جمعی، در رابطه بین متغیرهای فوق در هر دو الگو تأیید می‌گردد. با تأیید وجود رابطه هم‌تجمعی بین متغیرها می‌توان از وجود رابطه حقیقی بین متغیرها و فقدان رگرسیون کاذب اطمینان حاصل کرد.

۵-۳- آزمون غیر خطی بودن الگو، انتخاب متغیر و فرم تابع انتقال

یکی از مراحل اساسی در تخمین الگوهای رگرسیون انتقال ملایم، آزمون خطی بودن الگو در برابر الگوی غیر خطی است. در صورتی که فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو رد نشود، می‌توان گفت که مدل از یک الگوی خطی پیروی می‌کند و نیازی به استفاده از الگوی غیر خطی نمی‌باشد. بر اساس آزمون ارائه شده توسط لوکنن و همکاران[1] (۱۹۸۸) و تراسویرتا[2] (۱۹۹۴) از بسط درجه سوم تیلور تابع انتقال استفاده می‌شود (زمانیان و همکاران، ۱۳۹۵). بر این اساس از رگرسیون کمکی (۹) برای انجام آزمون خطی بودن مدل استفاده خواهد شد.

$$e_t = \delta' w_t + \beta_1' w_t s_t + \beta_2' w_t s_t^2 + \beta_3' w_t s_t^3 + v_t \qquad (۹)$$

بر این اساس فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو به صورت زیر خواهد بود:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

در معادله (۹)، ابتدا باید متغیر انتقال برای انجام این آزمون تعیین گردد. برای این منظور تسای[3] (۱۹۸۹) و تراسویرتا (۱۹۹۴) آزمونی را ارائه کرده‌اند که درآن متغیر انتقال مناسب طوری انتخاب می‌گردد که آماره آزمون خطی بودن حداقل شود. به عبارت دیگر به منظور انتخاب متغیر ابتدا آزمون خطی بودن الگو برای متغیرهای بالقوه مختلف انجام می‌شود و متغیری انتخاب می‌گردد که مقدار آماره آزمون برای آن در بین سایر متغیرها کمترین باشد (عزیزی، ۱۳۹۱). در صورت تایید الگوی غیر خطی، باید فرم تابعی مناسب برای تابع انتقال تعیین گردد که با توجه به فرضیات زیر تعیین می‌گردد.

1. Luukkonen (1988)
2. Trasvirta (1994)
3. Tsay (1989)

H_{04}: $\beta_3 = 0$
H_{03}: $\beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$
H_{02}: $\beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$

در این آزمون در صورت قوی‌تر بودن رد فرضیه H_{03} پیشنهاد می‌شود که از مدل LSTR2 استفاده گردد و در صورتی که H_{02} و یا H_{04} به طور قوی‌تری رد شود انتخاب مدل LSTR1 مناسب‌تر می‌باشد.

نتایج برآورد این آزمون‌ها برای دو الگو در جدول‌های ۳ و ۴ ارائه شده است. در هر دو الگو علاوه بر متغیرهای درون‌زای مدل، وقفه اول تمام متغیرها و همچنین متغیر روند به عنوان متغیر بالقوه، مورد آزمون قرار گرفته‌اند. شایان ذکر است مقادیر بیان شده در جدول آماره F نبوده بلکه مقدار سطح عدم اطمینان آماره F (prob F) می‌باشد.

جدول ۳: نتایج آزمون خطی بودن و تعیین متغیر انتقال برای الگوی تراز تجاری

متغیر انتقال	F	F_4	F_3	F_2	الگوی پیشنهادی
TB (t-1)	۰/۱۸۴	۰/۶۷۱	۰/۰۱۳	۰/۳۷۱	Linear
Y(t)	-	-	۰/۵۰۲	۰/۰۱۷	Linear
WY(t)	-	-	۰/۱۰۲	۰/۴۰۳	Linear
S(t)	۰/۰۳۴	۰/۱۳۶	۰/۰۳۰	۰/۳۳۴	LSTR2
r(t)	۰/۲۵۸	۰/۲۸۳	۰/۶۷۴	۰/۰۹۱	Linear
Y(t-1)	-	-	۰/۰۹۷	۰/۰۱۸	Linear
WY(t-1)	-	-	۰/۰۵۲	۰/۲۶۰	Linear
*S(t-1) **	*۰/۰۰۶*	*۰/۰۰۱*	*۰/۸۴۵*	*۰/۴۸۴*	*LSTR1*
r(t-1)	۰/۵۶۸	۰/۷۶۶	۰/۵۶۴	۰/۰۶۶	Linear
TREND	۰/۱۰۷	۰/۱۵۶	۰/۱۸۸	۰/۳۰۸	Linear

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون برای الگوی تراز تجاری کل نشان می‌دهد که متغیر نرخ پس‌انداز و وقفه آن دارای مقادیر Prob کوچک‌تر از ۰/۰۵ هستند که نشان‌دهنده رد فرضیه خطی بودن برای این دو متغیر در این الگو می‌باشد. مقادیر سطح عدم اطمینان برای سایر متغیرها بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است که نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو را برای این متغیرها نمی‌توان رد کرد. با در نظر گرفتن متغیرهای نرخ پس‌انداز و وقفه آن، الگوی تراز تجاری غیر خطی است و ضرایب الگو می‌تواند با توجه به وضعیت این متغیرها تغییر کند. اما از آن‌جا که سطح عدم اطمینان وقفه نرخ پس‌انداز کوچک‌تر است، به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌گردد زیرا می‌توان گفت که فرضیه

خطی بودن در مورد آن با احتمال بیشتری رد شده است. بر اساس سطح عدم اطمینان آماره‌های F_2، F_3 و F_4 تابع LSTR1 به عنوان فرم تابعی مناسب برای تابع انتقال پیشنهاد می‌گردد. جدول ۴ نتایج آزمون‌های فوق را برای الگوی تراز تجاری غیر نفتی ارائه کرده است.

جدول ۴: نتایج آزمون خطی بودن و تعیین متغیر انتقال برای الگوی تراز تجاری غیر نفتی

الگوی پیشنهادی	F_2	F_3	F_4	F	متغیر انتقال
LSTR1	۰/۰۰۱	۰/۱۵۵	۰/۰۷۸	۰/۰۰۴	TBNO(t-1)
Linear	۰/۰۰۳	۰/۲۰۰	-	-	Y(t)
Linear	۰/۰۱۷	-	-	-	WY(t)
LSTR1	۰/۰۰۰	۰/۰۸۵	۰/۹۵۵	۰/۰۴۴	S(t)
Linear	۰/۰۱۶	۰/۰۴۸	-	۱/۰۰۰	r(t)
Linear	۰/۰۱۱	۰/۳۶۹	-	-	Y(t-1)
Linear	۰/۰۰۱	۰/۹۹۶	-	-	WY(t-1)
LSTR1	*۰/۲۶۵*	*۰/۰۱۹*	*۰/۰۰۰*	*۰/۰۰۰*	*S(t-1) **
Linear	۰/۰۱۷	۰/۰۴۴	-	-	r(t-1)
LSTR1	۰/۰۲۴	۰/۱۹۸	۰/۰۲۱	۰/۰۰۵	TREND

منبع: یافته‌های پژوهش

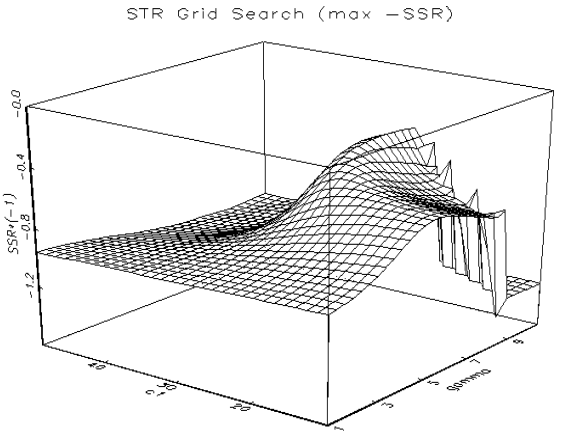
با توجه به جدول ۵، prob مربوط به هر یک از متغیرها در الگوی تراز تجاری غیر نفتی، متغیرهای لگاریتم وقفه تراز تجاری غیر نفتی، روند زمانی، نرخ پس‌انداز و وقفه اول آن، به سبب داشتن probF کوچکتر از ۰/۰۵ و رد فرضیه H_0 مبنی بر خطی بودن این متغیرها، دارای الگوی غیر خطی می‌باشند و همانند الگوی قبل وقفه نرخ پس‌انداز، متغیر انتقال و LSTR1 فرم تابعی مناسب آن است. یعنی الگوی لاجستیک با یک نقطه آستانه یا الگوی لاجستیک ۲ رژیمی مناسب برآورد الگوهاست.

۵-۴- مقادیر اولیه در برآورد C و γ

پارامترهای الگوی رگرسیون انتقال ملایم توسط الگوریتم نیوتون رافسون[1] برآورد می‌شود. بنابراین لازم است یک مقدار اولیه مناسب برای شروع الگوریتم انتخاب گردد. برای هر مقدار c و γ مجموع مربعات خطا محاسبه می‌گردد و مقادیری از این دو پارامتر به عنوان نقطه شروع انتخاب می‌شود که کمترین مجموع مربعات خطا را حاصل کند. در شکل‌های۳ و ۴ قرینه مجموع مربعات

[1]. Newton-Raphson

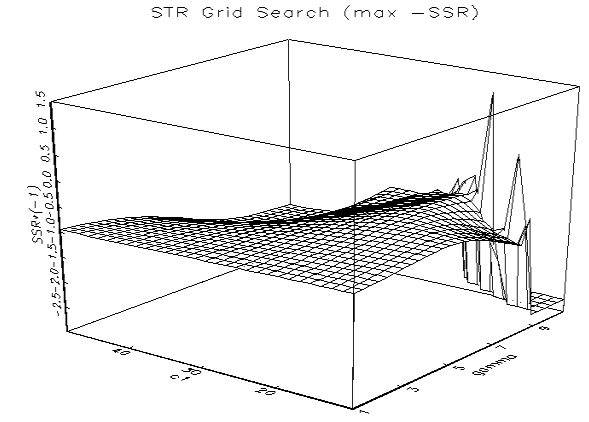
خطا (به صورت مقادیر منفی) تابعی از c و γ برای دو الگو نشان داده شده است. مقدار ماکزیمم در این شکل بیان‌گر مناسب‌ترین مقادیر اولیه برای c و γ است.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۳: مقادیر قرینه مجموع مربعات خطا بر حسب مقادیر مختلف γ و c برای الگوی تراز تجاری

بر اساس شکل ۳ در الگوی تراز تجاری مقادیر اولیه c برابر ۲۷/۴۶ و مقادیر اولیه γ برابر ۵/۹۶ می‌باشد.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۴: مقادیر قرینه مجموع مربعات خطا بر حسب مقادیر مختلف γ و c برای الگوی تراز تجاری غیر نفتی

در الگوی تراز تجاری غیر نفتی نیز مقادیر اولیه c برابر ۱۸ و مقادیر اولیه γ برابر ۷/۳۳ می‌باشد.

۵-۵- برآورد نهایی دو الگوی تراز تجاری کل و تراز تجاری غیر نفتی

در این مرحله بعد از اتمام آزمون‌های لازم جهت تعیین الگو، به برآورد دو الگوی نهایی پرداخته می‌شود. نتایج برآورد در جدول ۶ ارائه شده است. شایان ذکر است پارامترهای مربوط به π'، تحت عنوان بخش خطی و پارامترهای مربوط به بخش (θ') در معادله ۸ تحت عنوان بخش غیر خطی در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج تخمین الگوی ترازتجاری و ترازتجاری غیرنفتی

متغیر توضیحی	الگوی تراز تجاری کل (TB)		الگوی تراز تجاری غیر نفتی (TBNO)	
	ضریب برآورد شده	آماره t	ضریب برآورد شده	آماره t
بخش خطی الگو (ضرایب مربوط به π)				
عرض از مبدا	-۱۶۸/۰۴***	-۵/۱۵	-۱۵۲/۴۷*	-۱/۹۵
High	-۰/۵۰**	-۲/۳۶	۱/۷۶	۰/۵۸
Med	-۰/۴۵**	-۲/۰۶	۳/۰۵	۰/۷۴
TB (t-1)	-۰/۸۸***	-۴/۲۳	-	-
TBNO(t-1)	-	-	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۱
Y	۵/۳۷***	۴/۷۰	۴/۳۱*	۱/۸۵
WY	۳/۵۵***	۵/۰۰	۳/۷۶**	۲/۱۸
s	-۰/۰۷***	-۳/۰۵	-۰/۰۷**	-۲/۰۶
r	۰/۸۸***	۴/۵۹	-۱/۲۲*	-۱/۸۶
بخش غیر خطی الگو (ضرایب مربوط به θ)				
عرض از مبدا	۱۶۹/۴۲***	۵/۲۰	۱۵۳/۸۹*	۱/۸۹
TB (t-1)	۱/۱۲***	۳/۲۸	-	-
TBNO (t-1)	-	-	۱/۷۲**	۲/۶۲
Y	-۳/۸۹**	-۲/۵۶	-۴/۰۶*	-۱/۸۹
WY	-۵/۲۷***	-۵/۸۲	-۴/۱۲*	-۱/۸۱
s	۰/۰۹***	۳/۶۱	۰/۰۸**	۲/۴۳
r	-۰/۶۲**	-۲/۶۰	۱/۵۰**	۲/۳۳
γ	۷/۴۵**	۲/۲۸	۳/۴۵*	۱/۷۳
c	۲۷/۴۵***	۳۹/۲۲	۲۰/۰۵***	-۹/۶۵

*** معنی‌داری ضریب در سطح ۹۹ درصد، ** معنی‌داری ضریب در سطح ۹۵ درصد و * معنی‌داری ضریب در سطح ۹۰ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول ۶ معادله تراز تجاری کل به این صورت برآورد شده است:

$$TB_t = -۱۶۸/۰۴ - ۰/۰۷s_t + ۰/۸۸r_t + ۳/۵۵WY_t + ۵/۳۷Y_t - ۰/۸۸TB_{t-۱} - ۰/۵۰High - ۰/۴۵Med + (۱۶۹/۴۲ + ۰/۰۹s_t - ۰/۶۲r_t - ۵/۲۷WY_t - ۳/۸۹Y_t + ۱/۱۲TB_{t-۱}) * \{1 + EXP[-۷/۴۵(s_{t-۱} - ۲۷/۴۵]\}^{-1}$$

لحظه تغییر رژیم در الگوی تراز تجاری جایی است که متغیر انتقال (وقفه اول نرخ پس‌انداز) به حد آستانه ۲۷/۴۵ می‌رسد و در محل G=۰/۰۵ از رژیم اول با حالت حدی G=0، به رژیم دوم با حالت حدی G=1 منتقل می‌شود و این انتقال با سرعت $\gamma = ۷/۴۵$ اتفاق می‌افتد. همان‌طور که در بخش روش‌شناسی پژوهش بیان شد سرعت انتقال برآورد شده نشان می‌دهد که انتقال ملایم از رژیم اول (قبل از حد آستانه نرخ پس‌انداز) به رژیم دوم (بعد از حد آستانه نرخ پس‌انداز) وجود دارد. در واقع الگو با سرعتی ملایم از رژیم اول به رژیم دوم منتقل می‌گردد. بنابراین در دوره‌هایی که وقفه نرخ پس‌انداز در فاصله‌ای مناسب کمتر از حد آستانه (۲۷/۴۵) است رژیم اول حاکم بوده و در صورت بالاتر بودن وقفه نرخ پس‌انداز از حد آستانه رژیم دوم حاکم می‌گردد. بنابراین در دو حالت حدی G=0 و G=1 داریم:

$$G = 0 : TB_t = -۱۶۸/۰۴ - ۰/۰۷s_t + ۰/۸۸r_t + ۳/۵۵WY_t + ۵/۳۷Y_t - ۰/۸۸TB_{t-۱} - ۰/۵۰High - ۰/۴۵Med$$

و برای رژیم دوم G=1 به صورت حاصل جمع ضرایب بخش خطی و غیر خطی می‌باشد.

$$G = 1 : TB_t = ۱/۳۸ + ۰/۰۲s_t + ۰/۲۶r_t + ۱/۷۲WY_t + ۱/۴۸Y_t + ۰/۲۴TB_{t-۱} - ۰/۵۰High - ۰/۴۵Med$$

با توجه به ضرایب متفاوت متغیرها در رژیم اول و دوم، می‌توان استنباط کرد که به طور کلی اثرگذاری متغیرها بر تراز تجاری بستگی به مقدار متغیر انتقال داشته و با تغییر آن، ضرایب سایر متغیرها نیز تغییر می‌کند. اثبات رابطه غیر خطی بین متغیرهای پژوهش بیان‌گر این مطلب می‌باشد که جهت سیاست‌گذاری مناسب و عدم خطا در سیاست‌گذاری باید غیر خطی بودن را در

اثرگذاری عوامل موثر بر تراز تجاری لحاظ نمود. زیرا در صورت خطی در نظر گرفتن، ضرایب در تمام دوره‌ها یکسان در نظر گرفته شده و این موضوع منجر به خطا در تصمیمات می‌گردد.

طبق نتایج حاصل از تخمین در رژیم اول، نرخ ارز، درآمد سرانه جهانی و درآمد سرانه داخلی دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری هستند و نرخ پس‌انداز، وقفه اول تراز تجاری و تحریم‌ها دارای تأثیر منفی بر تراز تجاری می‌باشند. در رژیم دوم، نرخ پس‌انداز، نرخ ارز، درآمد سرانه داخلی و جهانی و وقفه اول تراز تجاری دارای تأثیر مثبت و تحریم‌ها دارای تأثیر منفی بر تراز تجاری هستند.

همان‌طور که در بخش مبانی نظری بیان شد تاثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری می‌تواند هر دو علامت مثبت و منفی را داشته باشد. با توجه به تأثیر مثبت نرخ پس‌انداز در رژیم دوم می‌توان این‌گونه نتیجه‌گیری کرد که در این وضعیت با افزایش نرخ پس‌انداز تراز تجاری بهبود می‌یابد که مطابق تئوری وجوه قابل استقراض است. تأثیر مثبت نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری در مطالعه سان[1] (۲۰۱۱) به صورت خطی نیز تأیید می‌شود. همچنین تأثیر مثبت به صورت غیر خطی در رژیم دوم (نرخ پس‌انداز بالاتر از آستانه) توسط چیو و سان (۲۰۱۶) نیز تأیید شده است. اما در رژیم اول یعنی سطوح وقفه نرخ پس‌انداز پایین‌تر از حد آستانه، تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری منفی است. این نتیجه نیز مشابه یافته‌های مطالعه چیو و سان (۲۰۱۶) در رژیم اول است.

نرخ ارز در هر دو رژیم دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری است. افزایش نرخ ارز به سبب افزایش قدرت رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی، سبب افزایش صادرات و کاهش واردات شده و این‌گونه تراز تجاری بهبود می‌یابد. تأثیر مثبت نرخ ارز بر تراز تجاری بوسیله نرایان[2] (۲۰۰۶)، گرن‌وود و همکاران[3] (۲۰۰۷) و چیو و همکاران (۲۰۱۶) تأیید می‌گردد. در ایران نیز رابطه معنی‌دار مثبت و بلندمدت بین تراز تجاری و نرخ ارز در مطالعه نجارزاده و همکاران (۱۳۸۸) تأیید می‌شود. حیدری و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهش خود نشان می‌دهند که با افزایش نرخ حقیقی ارز در برخی سال‌ها، کشش قیمتی تراز تجاری مثبت می‌باشد.

تحریم‌های متوسط و قوی بر تراز تجاری نفتی دارای تأثیر منفی می‌باشند که با توجه به محدود شدن صادرات و واردات کشور بوسیله تحریم‌ها، تأثیر آن‌ها به برآیند تأثیری که بر صادرات و واردات کشور می‌گذارند بستگی دارد. در نتیجه طبق نتایج تخمین، تحریم‌ها منجر به کاهش بیشتر

1. Sun (2011)
2. Narayan (2006)
3. Groenewold (2007)

صادرات ایران نسبت به واردات آن شده‌اند زیرا اکثر تحریم‌های اعمال شده تحریم‌های نفتی بوده‌اند. در نتیجه انتظار می‌رود که تأثیر منفی بیشتری بر صادرات کل که شامل صادرات نفتی هم می‌شود داشته باشند.

دومین الگوی برآورد شده تراز تجاری غیر نفتی و یا همان خالص صادرات غیر نفتی است. معادله تراز تجاری غیر نفتی برآورد شده نیز به این صورت می‌باشد.

$$TBNO = -۱۵۲/۴۷ - ۰/۰۷s_t - ۱/۲۲r_t + ۳/۷۶WY_t + ۴/۳۱Y_t + ۰/۰۰۰۶TBNO_{t-۱} + ۱/۷۶High + ۳/۰۵Med + (۱۵۳/۸۹ + ۰/۰۸s_t + ۱/۵۰r_t - ۴/۱۲WY_t - ۴/۰۶Y_t + ۱/۷۲TBNO_{t-۱}) * \{1 + EXP[-۷/۴۵(s_{t-۱} - ۲۷/۴۵]\}^{-1}$$

در معادله فوق تحریم‌ها و وقفه تراز تجاری غیر نفتی دارای معناداری آماری نمی‌باشند.

سرعت انتقال و حد آستانه در الگوی تراز تجاری غیر نفتی پایین‌تر از الگوی قبلی است. از این رو ضرایب الگو با سرعت بسیار پایینی ($\gamma = ۳/۴۵$) انتقال می‌یابند. مقدار حد آستانه متغیر انتقال (وقفه اول نرخ پس‌انداز) نیز در این الگو ۲۰/۰۵ است.

مدل تراز تجاری غیر نفتی برای رژیم اول G=0 به صورت زیر است:

$$TBNO = -۱۵۲/۴۷ - ۰/۰۷s_t - ۱/۲۲r_t + ۳/۷۶WY_t + ۴/۳۱Y_t + ۰/۰۰۰۶TBNO_{t-۱} + ۱/۷۶High + ۳/۰۵Med$$

و برای رژیم دوم G=1 به صورت حاصل جمع ضرایب بخش خطی و غیر خطی بوده و به صورت زیر می‌باشد.

$$TBNO_t = ۱/۴۲ + ۰/۰۱s_t + ۰/۲۸r_t - ۰/۳۶WY_t + ۰/۲۵Y_t + ۰/۲۴TBNO_{t-۱} + ۱/۷۶High + ۳/۰۵Med$$

طبق نتایج حاصل از تخمین مدل تراز تجاری غیر نفتی در رژیم اول، نرخ پس‌انداز و نرخ ارز دارای تأثیر منفی بر تراز تجاری غیر نفتی بوده و درآمد داخلی سرانه و درآمد جهانی سرانه دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری غیر نفتی می‌باشند. وقفه تراز تجاری و تحریم‌ها نیز دارای معناداری

آماری نمی‌باشند. در رژیم دوم، نرخ پس‌انداز، نرخ ارز، وقفه تراز تجاری غیر نفتی و درآمد سرانه داخلی دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری غیر نفتی می‌باشند. درآمد سرانه جهانی دارای تأثیر منفی بر تراز تجاری غیر نفتی است.

نرخ پس‌انداز در رژیم اول دارای تأثیر منفی و در رژیم دوم دارای تأثیر مثبت می‌باشد. این نتایج مشابه نتایج الگوی تراز تجاری نفتی است. نرخ ارز نیز در رژیم اول دارای تأثیر منفی و در رژیم دوم دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری غیر نفتی است که با توجه به نظریه‌های اقتصادی، کاهش ارزش پول ملی و یا افزایش نرخ ارز در صورتی‌که ظرفیت‌های تولید مناسب بوده و تولید داخل پاسخ‌گوی نیاز بازارهای داخلی باشد، منجر به بهبود تراز تجاری می‌گردد. با توجه به این‌که رژیم اول مصادف با دوره جنگ تحمیلی می‌باشد (با توجه به پایین بودن نرخ پس‌انداز در آن دوره)، علت تأثیر منفی افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری غیر نفتی می‌تواند عدم کفایت تولید داخلی در این دوران باشد که مکانیسم اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری را با اخلال مواجه کرده است. همچنین در بیشتر سال‌ها رژیم دوم بر الگو حاکم بوده است یعنی سطوح نرخ پس‌انداز بالاتر از حد آستانه که همین بالا بودن نرخ پس‌انداز می‌تواند منجر به قدرت واکنش بیشتر و کشش‌پذیری بالاتر در رفتار مصرف‌کننده و تولیدکننده شود. بنابراین با توجه به تأثیر مثبت نرخ ارز در این رژیم می‌توان نتیجه گرفت مجموع کشش‌پذیری صادرات و واردات در این دوران بیشتر از یک می‌باشد، لذا شرط مارشال- لرنر برقرار بوده و افزایش نرخ ارز منجر به بهبود تراز تجاری غیر نفتی در این دوران شده است. ضرایب متفاوت نرخ ارز در رژیم‌های مختلف سازگار با مطالعه چیو و سان (۲۰۱۶) می‌باشد. نرایان (۲۰۰۶) و ندنیچک[1] (۲۰۰۰) نیز به ترتیب تأثیر مثبت و منفی کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری را تأیید می‌کنند. در حالی که غیر خطی در نظر گرفتن رابطه بین تراز تجاری، نرخ ارز و نرخ پس‌انداز در پژوهش حاضر و مطالعه چیو و سان (۲۰۱۶)، مطالعه برقی اسکویی و همکاران (۱۳۹۶) و چیو و رن (۲۰۱۶) منجر به تفاوت ضرایب در رژیم‌های مختلف گردید.

تاثیر تحریم‌ها بر تراز تجاری غیر نفتی از نظر آماری معنادار نبوده است. همان‌طور که در الگوی تراز تجاری کل گفته شد، اغلب تحریم‌های اعمال شده در سال‌های مورد مطالعه بر بخش نفت و مشتقات آن بوده، از این رو نتایج الگو اثر معنادار آن بر تراز تجاری را تایید ننموده است. ضمن این‌که این اثرات ممکن است بخش‌های صادراتی و وارداتی غیر نفتی را به گونه‌ای تحت تاثیر

[1]. Nadenichek (2000)

قرار داده باشد که مجموعا تراز تجاری غیر نفتی تغییری نیابد. به عنوان مثال تحریم‌ها با اعمال محدودیت‌های مقداری سبب کاهش حجم صادرات کشور به سایرین می‌گردد، اما از سوی دیگر با محدود ساختن دسترسی به منابع ارزی، نرخ ارز را افزایش می‌دهد. افزایش نرخ ارز از یک سو منجر به افزایش رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی شده و از سوی دیگر منجر به افزایش هزینه‌های تولید می‌گردد. مجموع این اثرات متفاوت، می‌تواند سبب برآورد چنین نتیجه‌ای در مورد عدم معناداری اثر تحریم‌ها بر تراز تجاری غیر نفتی گردد.

۶- نتیجه‌گیری

سیاست‌گذاری مناسب در حوزه تجارت خارجی و تصحیح تراز تجاری نیازمند شناسایی صحیح عوامل موثر بر آن و میزان درست ضرایب اثرگذاری است. بنابراین در تحقیق حاضر تأثیر غیر خطی عوامل موثر بر تراز تجاری کل و تراز تجاری غیر نفتی با تاکید بر نرخ پس‌انداز و در نظرگرفتن تحریم‌ها طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ بررسی شده است.

با توجه به نتایج به‌دست آمده، غیر خطی بودن هر دو الگوی تراز تجاری و تراز تجاری غیر نفتی و عدم ثبات ضرایب متغیرها در این دو الگو مورد تایید قرار گرفته است و با تغییر نرخ پس‌انداز به عنوان متغیر انتقال میزان و گاه جهت تأثیر متغیرها دچار تغییر می‌گردد. نرخ پس‌انداز در رژیم اول در هر دو الگو اثر منفی و در رژیم دوم دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری بوده است. از آن‌جا که اغلب سال‌ها نرخ پس‌انداز بیشتر از حد آستانه بوده، افزایش آن می‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری گردد. هر چند نرخ پس‌انداز به عنوان یک ابزار سیاست‌گذاری مطرح نیست اما سیاست‌گذاران می‌توانند با تغییر نرخ بهره بر آن اثر گذارده و از این طریق تراز تجاری کل و تراز تجاری غیر نفتی را تحت تاثیر قرار دهند. نرخ بهره بالاتر سبب ایجاد انگیزه برای پس‌انداز می‌شود. دولت می‌تواند با هدایت صحیح پس‌اندازها به سمت تولید و رفع موانع پیش روی سرمایه‌گذاری، سبب رشد تولید و صادرات گردد و تراز تجاری را بهبود بخشد.

نرخ ارز حقیقی موثر نیز جز در رژیم اول تراز تجاری غیر نفتی، اثر مثبت بر هر دو نوع تراز تجاری داشته است اما اندازه آن در رژیم‌های مختلف و بسته به نوع تراز تجاری متفاوت است. بدین ترتیب جهت سیاست‌گذاری مناسب با استفاده از ابزار نرخ ارز حقیقی لازم است به اهداف و رژیم حاکم بر تراز تجاری در زمان مورد نظر توجه شود. یکی از مهم‌ترین نتایج این مقاله تایید روابط غیر خطی در الگوی تراز تجاری است. به منظور اجتناب از هرگونه خطا در برآورد اثرات

سیاست‌های اتخاذ شده لازم است به تغییر ضرایب در طول زمان و بسته به شرایط حاکم بر اقتصاد، توجه گردد.

همچنین در مورد اثر تحریم‌ها بر تراز تجاری نتایج بدین‌گونه می‌باشد که تحریم‌ها بر تراز تجاری دارای اثر معنادار هستند، اما بر تراز تجاری غیر نفتی اثر معناداری نداشته‌اند. علت نیز می‌تواند نفتی بودن اغلب تحریم‌های اعمال شده علیه ایران و وجود اثرات غیر هم‌جهت در رابطه با این متغیر باشد.

منابع و مآخذ

۱. برقی اسکویی، محمدمهدی. کازرونی، علیرضا. سلمانی، بهزاد. و خداوردی‌زاده، صابر (۱۳۹۶). "بررسی تاثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری ایران، کاربرد رهیافت رگرسیون فازی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی". پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **۸**(۴۰): ۷۸-۶۱.

۲. برقی اسکویی، محمدمهدی. کازرونی، علیرضا. سلمانی، بهزاد. و خداوردی‌زاده، صابر (۱۳۹۶). "اثرات نامتقارن تراز تجاری نسبت به نرخ پس‌انداز و نرخ ارز موثر واقعی: رویکرد مارکوف سوئیچینگ". تحقیقات اقتصادی **۵۲**(۴): ۸۵۸-۸۲۱.

۳. پیری، راضیه (۱۳۹۵). *بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تراز تجاری ایران با ترکیه*، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز.

۴. حیدری، حسن. صالحیان صالحی نژاد، زهرا. و فیضی، سلیمان (۱۳۹۲). "تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر زمان- متغیر". فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی **۱٤**(۵۴): ۹۹-۶۷.

۵. زمانیان، غلامرضا. و هاتفی مجومرد، مجید (۱۳۹۵). "رویکرد غیر خطی اتورگرسیو انتقال ملایم در بررسی اثر پس‌انداز بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران". سیاست‌گذاری اقتصادی **۸**(۱۶): ۱۸۷-۱۵۹.

۶. سادات اخوی، سید محمد. و حسینی، سید شمس‌الدین (۱۳۹۶). "ارزیابی تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر تورم اقتصاد ایران". فصلنامه اقتصاد کاربردی **۷**(۲۱): ۵۰-۳۳.

۷. شهبازی، کیومرث. و کریمی، قمری (۱۳۹۳). "تأثیر آستانه‌ای قیمت نفت بر تراز تجاری دو جانبه ایران: مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی". فصلنامه مدلسازی اقتصادی **۸**(۴): ۸۱-۶۳.

۸. عزیزی، زهرا (۱۳۹۷). *مداخلات ارزی با نگاهی به اقتصاد ایران*، تهران، نشر نور علم.

۹. عزیزی، زهرا (۱۳۹۷). "بررسی عدم ثبات ضرایب در تابع واکنش مداخلات ارزی در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۲٦**(۸۵): ۳۰۰-۲۷۱.

۱۰. عزیزی، زهرا. و هادیان، ابراهیم (۱۳۹۱). "برآورد میزان انحراف‌های نرخ ارز حقیقی از مقادیر تعادلی آن در ایران با استفاده از رگرسیون انتقال ملایم". فصلنامه علمی- پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه **۱۷**(۱): ۲۷-۳.

۱۱. کازرونی، علیرضا. اصغرپور، حسین. و خضری، اوین (۱۳۹۴). "بررسی اثر تحریم‌های اقتصادی بر ترکیب شرکای عمده تجاری ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۱". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی **۲۰**(۷۹): ۳۳-۱.

۱۲. گل‌خندان، ابوالقاسم. و علیزاده، محمد (۱۳۹۶)."تأثیر غیر خطی شهرنشینی بر مخارج بخش عمومی: رویکرد الگوی رگرسیون انتقال ملایم". اقتصاد شهری **۳**(۱): ۵۸- ۴۳.

۱۳. مصطفوی، سیدمهدی. قائمی اصل، مهدی. و حسینی ابراهیم آباد، سیدعلی (۱۳۹۴). "بررسی رابطه علیت تحریم‌های اقتصادی، متغیرهای کلان اقتصادی و آلاینده‌های زیست‌محیطی در ایران". فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) **۱۱**(۱): ۱۲۸-۱۰۳.

۱۴. نجارزاده، رضا. عاقلی، لطفعلی. و شقاقی شهری، وحید (۱۳۸۸). "تأثیر رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی بر کسری بخش تجارت خارجی اقتصاد ایران". پژوهش‌های اقتصادی **۹**(۲): ۱۰۲-۷۳.

15. Arize, A. C. Malindretos, J. and Igwe, E. U. (2017). "Do Exchange Rate Changes Improve the Trade Balance: An Asymmetric Nonlinear Cointegration Approach". International Review of Economics and Finance **49**: 313-326.
16. Bahmani-Oskooee, M. and Kantipong, T. (2001). "Bilateral J-curve between Thailand and Her Trading Partners". Journal of Economic Development **26**(2): 107-118.
17. Bruno, M. (1979). "Stabilization and Stagflation in a Semi-Industrialized Economy". In Dornbusch, R. and Frenkel, JA (eds) International Economic Policy. *Theory and Evidence*, Johns Hopkins University Press.
18. Chiu, Y. B. and Ren, R. (2019). "Trade Balance, Savings Rate, and Real Exchange Rate: Evidence from China and Its Trading Partners". Emerging Markets Finance and Trade **55**(2): 351-364.
19. Chiu, Y. B. and Sun, C. H. D. (2016). "The Role of Savings Rate in Exchange Rate and Trade Imbalance Nexus: Cross-countries Evidence". Economic Modelling **52**: 1017-1025.
20. Gavin, M. K. (1991). "Terms of Trade, the Trade Balance, and Stability: the Role of Savings Behavior". International Finance Discussion Papers (No. 397).
21. Goldberg, L. S. and Wiske Dillon, E. (2007). "Why a Dollar Depreciation May not Close the US Trade Deficit". Current Issues in Economics and Finance **13**(5): 1-7.
22. Groenewold, N. and He, L. (2007). "The US–China Trade Imbalance: Will Revaluing the RMB Help (Much)?". Economics Letters **96**(1): 127-132.
23. Guitian, M. (1976). "The Effects of Changes in the Exchange Rate on Output, Prices and the Balance of Payments". Journal of International Economics **6**(1): 65-74.
24. Gylfason, TH. and Schmidt, M. (1983). "Does Devaluation Cause Stagflation?". Canadian Journal of Economics **16**(4): 641-654.
25. Ito, T. and Sato, K. (2008). "Exchange Rate Changes and Inflation in Post-crisis Asian Economies: Vector Autoregression Analysis of the

Exchange Rate Pass-through". Journal of Money, Credit and Banking **40**(7): 1407-1438.
26. Krugman, P. and Taylor, L. (1987). "Contractionary Effects of Devaluation". Journal of International Economics **8**: 445-456.
27. Luukkonen, R. Saikkonen, P. and Teräsvirta, T. (1988). "Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models". Biometrika **75**(3): 491-499.
28. Nadenichek, J. (2000). "The Japan–US Trade Imbalance: a Real Business Cycle Perspective". Japan and the World Economy **12**(3): 255-271.
29. Narayan, P. K. (2006). "Examining the Relationship between Trade Balance and Exchange Rate: the Case of China's Trade with the USA". Applied Economics Letters **13**(8): 507-510.
30. Olivei, G. (2000). "The Role of Savings and Investment in Balancing the Current Account: Some Empirical Evidence from the United States". New England Economic Review **3**: 3-14.
31. Romer, D. (2011). *Advanced Macroeconomics*, New York, McGraw-Hill.
32. Sun, Y. (2011). "Structural Change, Saving and Current Account Balance". International Review of Economic and Finance **20**(1): 82-94.
33. Teräsvirta, T. (1994). "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models". Journal of the American Statistical Association **89**(425): 208-218.
34. Tsay, R. S. (1989). "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes". Journal of the American Statistical Association **84**(405): 231-240.
35. Van Dijk, D. D. (1999). *Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference*, Tinbergen Institute Research Series No. 200, Rotterdam, Erasmus University Rotterdam.
36. Van Wijnbergen, S. (1986). "Exchange Rate Management and Stabilization Policies in Developing Countries". Journal of Development Economics **23**(2): 227-247.
37. Wu, P. C. Liu, S. Y. and Pan, S. C. (2013). "Nonlinear Bilateral Trade Balance-fundamentals Nexus: A Panel Smooth Transition Regression Approach." International Review of Economics and Finance **27**: 318-329.
38. www.CBI.ir.
39. www.IFS-Certification.com.
40. www.WDI.Worldbank.org.

Original Research Article

The threshold effect of saving rates on the trade balance and the net non-oil export in Iran

Zahra Azizi[1]
Seyedeh Mehrnaz Ghasali[2]

Received: 10-01-2020 Accepted: 07-10-2020

Introduction: The continuous deficit in the non-oil trade balance in Iran has aroused the curiosity of researchers and politicians. Due to its abundant natural resources, Iran is heavily dependent on oil export revenues, which is not a real productive sector. On the other hand, the global oil market has always experienced instability and sharp fluctuations. The dependence of foreign exchange earnings in the country on oil exports has caused a drastic transfer of these instabilities to the supply of foreign currency and its market in the economy. This, in turn, has adversely affected the external sector and other macroeconomic variables. This issue has attracted the attention of policymakers to adopt policies to eliminate the trade deficit, especially without dependence on oil.

For any acceptable policy in this area, the trade balance function needs to be properly identified. Therefore, this study seeks to estimate the trade balance and the non-oil trade balance with an emphasis on saving rates and economic sanctions by using a nonlinear smooth transition regression model during the period of 1978-2017.

Methodology: In trade balance studies, the three variables of real exchange rate, domestic per capita income and foreign per capita income are often used as explanations of the trade balance. In this article, in addition to these variables, the two variables of saving rate and dummy variables for sanctions are considered as effective factors in two separate models for trade balance and non-oil trade balance.

In general, there are various reasons for the effect of savings rate on the trade balance, including the direct effects of savings rate on GDP and its indirect effects according to the theory of borrowable funds. According to this theory, with the increase of the saving rate, the supply of funds increases too, which reduces the interest rate. The reduction of interest rates leads to an increase

[1]- Assistant Professor of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran
Email: z.azizi@alzahra.ac.ir
[2]- MA in Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

in capital outflows, and, as a result, the demand for domestic money decreases. Thus, the depreciation of the domestic currency leads to cheaper exports and more expensive imports, which can lead to improved trade balance.

Various studies in recent years have shown that the trade balance model can follow a nonlinear process. In this regard, after examining the existence of a nonlinear relationship, the Smooth Transition Regression model is used to investigate the relationship between savings rate and the other determinants of trade balance. Therefore, the following model is estimated in the framework of the STR method:

$$TB = \pi' w_t + (\theta' w_t) G(s_t, \gamma, c) + u_t$$
$$w_t = (1, s, y, wy, r, t)$$

In this equation, TB is the logarithm of Iran's trade balance, which is estimated in both total and non-oil trade balances in the framework of two separate models. Also, S is the saving rate, y is the logarithm of the domestic per capita real income, wy is the logarithm of the world per capita real income, and t is the dummy variables of sanctions (since Iran has always been sanctioned in the study period, two dummy variables of moderate and strong sanctions are used to measure the level of sanctions). In this equation, $G(s_t, \gamma, c)$ is a transition function in the STR models, the values of which vary between zero and one according to the conditions of the economy and determine the nonlinear effect of the variables on the trade balance.

Results and Discussion: According to the results, the nonlinearity of both trade and non-oil trade balance models and the instability of the coefficients of the variables in these two models have been confirmed. When the savings rate is changed as a transition variable, the amount and sometimes the direction of the variables' effect change too. In the first regime, the saving rate in both models had negative effects and, in the second regime, it had positive effects on trade balance. Because savings rates have often been above the threshold for many years, increasing them can lead to an improvement in the trade balance. The real effective exchange rate also had positive effect on both except that in the first regime of non-oil trade balance, but the magnitude of its effect varied in different regimes depending on the type of the trade balance. Thus, for proper policy-making with the real exchange rate tool, it is necessary to pay attention to the goals and conditions of the trade balance model at the same time.

The sanctions have had a significant effect on the total trade balance, but they have had no significant effect on the non-oil trade balance. The reason could be the oil nature of most of the sanctions imposed on Iran.

Conclusion: One of the most important results of this paper is the confirmation of nonlinear relationships in the trade balance model. Therefore, in order to avoid any error in estimating the effects of the implemented policies, it is necessary to pay attention to the change of coefficients over

time and to the conditions of the economy. Increasing savings rates in most periods has led to improved trade balance. By properly directing the savings to production and removing the barriers to investment, the government can increase production and exports and thus improve the trade balance.

Keyword: Trade balance, Non-oil trade balance, Savings rate, Sanction, Smooth transition regression.

JEL Classification: F4, E21, C01, F13.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک کالاهای انرژی

سیمین آل علی[۱]
قدرت‌اله امام وردی[۲]
عباسعلی ابونوری[۳]
ابوالفضل غیاثوند[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۸/۰۸

چکیده

نوسانات قیمت از مهمترین ویژگی‌های بازار انرژی بوده که منجر به ایجاد ریسک قیمتی و بی‌ثباتی اقتصادی می‌گردد. این ریسک باید به کمک ابزار مشتقه مناسب پوشش داده شود. استراتژی بهینه پوشش ریسک از طریق تخمین نسبت پوشش ریسک مشخص می‌گردد. بنابراین، هدف پژوهش حاضر محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک کالاهای انرژی به روش حداقل واریانس و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی می‌باشد. سپس، کارایی نتایج مدل‌های مورد مطالعه با یکدیگر مقایسه شده است. در راستای رسیدن به هدف، از سری زمانی هفتگی قیمت‌های آتی و قراردادهای آتی نفت خام و گاز طبیعی در طی دوره پنج‌ساله ۲۰۱۸-۲۰۱۳ استفاده شده است. نرخ‌های پوششی به وسیله مدل‌های ایستا (روش‌های حداقل مربعات معمولی و مدل خودرگرسیون برداری) و پویا (مدل‌های ناهمسانی شرطی اتورگرسیو و کاپولا) برآورد شده‌اند. از مقایسه کارایی مدل‌های مختلف می‌توان نتیجه گرفت که مدل‌های کاپولا کاراترین روش برای پوشش ریسک می‌باشند.

واژگان کلیدی: پوشش ریسک، قرارداد آتی، حداقل واریانس، کاپولا.

Keywords: Hedging Risk, Future Contract, Minimum Variance, Copula.
JEL Classification: G13, C58, C22.

[۱]. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و حسابداری تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی Simin.alali@yahoo.com
[۲]. استادیار، دانشکده اقتصاد و حسابداری تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی (نویسنده مسئول)، ghemamverdi@iauctb.ac.ir
[۳]. دانشیار، دانشکده اقتصاد و حسابداری تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی aabounoori@yahoo.com
[۴]. استادیار، دانشکده اقتصاد و حسابداری تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی a.ghiasvand@iauctb.ac.ir

۱- مقدمه

تغییرپذیری قیمت‌های کالاهای انرژی (نفت خام و گاز طبیعی) در طی زمان منجر به بروز ریسک اقتصادی و نوسانات بازده و درآمد و بی‌ثباتی اقتصادی می‌گردد و از آن‌جا که اقتصاد ایران به درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز وابسته است، تثبیت و پوشش ریسک[۱] این‌گونه درآمدها لازم و ضروری می‌باشد. در جهان روش‌های مختلفی برای پوشش ریسک نوسانات قیمت و درآمدهای نفت خام و گاز طبیعی وجود دارد. یکی از نوین‌ترین راهبردهای مقابله با ریسک قیمت و بازده استفاده از ابزارهای مشتقه مالی می‌باشد. مشتقات را می‌توان به چهار گروه: سلف‌ها[۲]، آتی‌ها[۳]، اختیارات[۴] و معاوضات[۵] تقسیم کرد (درخشان، ۱۳۹۰). یکی از متداول‌ترین ابزارهای پوشش ریسک، قراردادهای آتی می‌باشد.

یکی از معروف‌ترین استراتژی‌های پوشش ریسک، استفاده از روش حداقل کردن واریانس پورتفوی می‌باشد. نرخ پوشش به دست آمده از این روش، نرخ پوششی حداقل واریانس[۶] یا MV نامیده می‌شود که در طی آن، ریسک در قالب واریانس بیان می‌گردد (لی و همکاران[۷]، ۲۰۱۶). مفهوم پایه‌ای پوشش ریسک حداقل واریانس در ترکیب سرمایه‌گذاری‌ها در بازار آنی و آتی به منظور حذف یا کاهش نوسانات ارزش، نهفته است. بنابراین تعداد بهینه قراردادهای آتی که فرد باید برای مقابله با ریسک نوسانات قیمت دارایی پایه نگهداری کند را می‌توان به کمک محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک[۸] بدست آورد (جانسون[۹]، ۱۹۶۰). ادبیات موجود نشان می‌دهد محققان برای حداقل‌سازی ریسک نوسانات قیمت در بازار آنی عمدتا قرارداد آتی را بکار می‌برند. بر این اساس، در این مطالعات روش‌های مختلف اقتصادسنجی محاسبه‌ی نسبت بهینه پوشش ریسک به کار رفته است. همچنین به منظور معرفی بهترین مدل پوشش ریسک، کارایی مدل‌های مختلف با هم مقایسه شده است.

---

1. Hedging
2. Forwards
3. Futures
4. Options
5. Swape
6. Minimum-Variance Hedge Ratio
7. Lee (2016)
8. Optimal Hedge Ratio
9. Johnson (1960)

هدف مطالعه حاضر، تخمین نسبت پوشش ریسک و معرفی بهترین مدل تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک به روش حداقل واریانس (MV) از میان مدل‌های مورد مطالعه می‌باشد. بدین منظور، مدل‌های ایستا (حداقل مربعات معمولی و مدل خودرگرسیون برداری) و پویا (مدل‌های ناهمسانی شرطی اتورگرسیو و کاپولای نرمال و کاپولای تی استیودنت) برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس (MV) به کار برده می‌شوند. سپس، تکنیک رگرسیون پنجره غلتان برای مقایسه کارایی مدل‌های مورد مطالعه و انتخاب بهترین مدل برای پوشش ریسک مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

ساختار مقاله بدین ترتیب می‌باشد که در ابتدا مبانی نظری و پیشینه تحقیق مورد بحث قرار گرفته و سپس داده‌ها معرفی می‌شوند و در بخش بعدی، نتایج تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از روش‌های گوناگون ارائه و بر اساس معیار کارایی با هم مقایسه می‌شوند. در انتها نتیجه‌گیری، توصیه‌ها و پیشنهادهای لازم ارائه خواهد شد.

با توجه به گسترش ادبیات مالی محاسبه MV و نقص فرض مدل‌های چند متغیره پویا مبنی بر وجود توزیع نرمال مشترک در ساختار وابستگی بین متغیرها، در این مقاله، روش کاپولا به کار رفته است. مدل‌های کاپولا قابلیت لحاظ ساختار وابستگی غیر نرمال در متغیرهای مالی و وابستگی‌های غیر خطی را دارند. بنابراین این پژوهش در ادامه مطالعات علیمرادی (۱۳۹۲) و ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۵) در زمینه پوشش ریسک نفت خام و گاز طبیعی با استفاده از مدل‌های OLS، VECM و GARCH دو متغیره انجام یافته است. همچنین، تمرکز این مطالعه بر محاسبه نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس با استفاده از روش‌های پویا می‌باشد و ضمن محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک با هر یک از مدل‌های ایستا و پویای بیان شده، کارایی این روش‌ها با یکدیگر مقایسه گردیده و کاراترین استراتژی با استفاده از رگرسیون پنجره غلتان مشخص می‌گردد. لذا می‌توان بیان نمود که نوآوری تحقیق در استفاده از رگرسیون پنجره غلتان به جای مقایسه کارایی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای می‌باشد. همچنین این پژوهش از نظر هدف کاربردی است و با تشکیل پورتفویی متشکل از کالاهای انرژی به دنبال پاسخ به این سوال است که آیا مدل اتورگرسیو شرطی دو متغیره با همبستگی پویا و کاپولای مبتنی بر آن ریسک پورتفوی را نسبت به روش‌های ایستا دقیق‌تر مقایسه می‌کند یا خیر؟

۲- ادبیات پژوهش

۲-۱- مبانی نظری

یکی از مهم‌ترین اجزای مدیریت ریسک، اندازه‌گیری ریسک[1] است (رادپور و عبده تبریزی، ۱۳۸۸). ریسک را به صورت تغییر نامطلوب در بازدهی تحقّق‌یافته تعریف می‌کنند. بنابراین، مدیریت ریسک ارتباط نزدیکی با سودآوری دارد (حاجیان، ۱۳۹۳). پوشش ریسک یکی از مهم‌ترین روش‌های مدیریت ریسک می‌باشد که از عمومیت بیشتری نیز برخوردار است. مفهوم پوشش ریسک عبارت است از ترکیب سرمایه‌گذاری در بازار آنی و آتی[2] برای ساختن یک سبد دارایی به گونه‌ای که این ترکیب سرمایه‌گذاری منجر به کاهش نوسان ارزش سبد گردد (بهرامی و میرزاپور باباجان، ۱۳۹۱). استراتژی پوشش ریسک که به وسیله مشتقات مالی صورت می‌گیرد به دو روش مستقیم[3] و متقاطع[4] می‌باشد. در پوشش مستقیم، دارایی مورد نظر که ریسک قیمت آن پوشش داده می‌شود و دارایی پایه در قرارداد آتی یکسان هستند. بنابراین، نسبت بهینه پوشش در پوشش ریسک مستقیم همواره برابر ۱۰۰ درصد است و ریسک را تا حد امکان می‌کاهد. در نتیجه، اگر قیمت آنی کالا کاهش یابد، سود ناشی از موقعیت فروش آتی زیان حاصل از معامله آنی را پوشش می‌دهد. برعکس، اگر قیمت آنی کالا افزایش یابد، زیان ناشی از موقعیت فروش آتی سود حاصل از معامله آنی را خنثی می‌کند. در پوشش متقاطع، دارایی مورد نظر که ریسک قیمت آن پوشش داده می‌شود و دارایی پایه در قرارداد آتی یکسان نیستند. پوشش متقاطع به یک استراتژی سرمایه‌گذاری اشاره دارد که در طی آن ریسک مالی ناشی از یک موقعیت معین تجاری به کمک خرید یک ابزار مالی دیگر -که با حرکات قیمتی[5] آن همبستگی دارد- پوشش داده می‌شود (خبیری و عبده تبریزی، ۱۳۹۷). با توجه به روند تاریخی ادبیات پوشش ریسک می‌توان بیان نمود سه تئوری مهم در این زمینه وجود دارد. این تئوری‌ها به ترتیب تاریخی عبارتند از: ۱- تئوری سنتی یک به یک ۲- نظریه بتا برای پوشش ریسک و ۳- تئوری پورتفوی پوشش ریسک.

---

1. Risk
2. Spot & Futures Market
3. Direct Hedging
4. Cross Hedging
5. Price Action

هدف تئوری ساده، حداقل‌کردن ریسک است و پوشش‌دهندگان بی‌نهایت ریسک‌گریز با اتخاذ موقعیتی متضاد با بازار آتی، تمام ریسک ناشی از قیمت‌های آنی را حذف می‌کنند. از آن‌جا که به میزان دارایی آنی در بازار آتی موقعیت گرفته می‌شود، تناظر یک به یک برقرار خواهد بود. لذا فرض می‌شود قیمت‌های آتی و آنی با هم همبستگی کامل دارند (کاسیلو[1]، ۲۰۰۵). نظریه بتا در امتداد نظریه ساده مطرح شده است. در این نظریه بیان می‌شود که اولا تغییرات قیمتی در بازارهای آنی و آتی همیشه با هم مشابه نیستند. ثانیا با توجه به ناهمسانی تغییرات قیمت، افراد انتظار دارند از تفاوت قیمت سود کسب کنند.

تئوری پورتفوی پوشش ریسک را می‌توان در دو گروه کلی روش‌های حداقل‌کننده ریسک و حداکثرکننده مطلوبیت دسته‌بندی نمود، به عبارت دیگر برای استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک در ابتدا یک تابع هدف معرفی شده و با بهینه نمودن (حداقل یا حداکثر نمودن) آن تابع (زیان یا سود)، نسبت بهینه پوشش ریسک استخراج می‌شود. با مرور اجمالی ادبیات موضوع می‌توان ۷ روش برای استخراج نسبت پوشش ریسک شناسایی نمود. روش‌های حداقل‌کننده ریسک شامل روش حداقل واریانس[2] (MV)، حداقل ضریب جینی بسط یافته به میانگین[3] (MEG) و حداقل شبه واریانس تعمیم‌یافته[4] (GSV) می‌باشد. همچنین، روش حداکثرکننده مطلوبیت مشتمل بر میانگین- واریانس[5]، شارپ[6]، حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار، میانگین MEG[7] و حداقل شبه واریانس تعمیم یافته[8] است.

در این مطالعه به علت سهولت و جامعیت نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس، از این روش استفاده شده است. پوشش ریسک در بازار انرژی به عنوان فرآیندی تعریف می‌شود که در آن یک سازمان با اتخاذ یک موقعیت در بازار مشتقات[9]، خود را در مقابل تغییرات نامطلوب قیمت محافظت کند. به منظور اندازه‌گیری ریسک، جانسون[10] (۱۹۶۰) و استین[11] (۱۹۶۱) از

---

1. Casillo (2005)
2. Minimum-Variance
3. Minimum Gini Coefficient Extended to Mean
4. Generalized Semivariance Variance
5. Mean-Variance
6. Sharp
7. Mean-MEG
8. Mean-GSV
9. Derivatives
10. Johnson (1960)
11. Stein (1976)

واریانس تغییرات ارزش سبد دارایی استفاده نمودند. بر این اساس، سبد دارایی را لحاظ نمودند که در آن فرد پوشش‌دهنده ریسک تنها دارای یک موقعیت در بازار آنی است که در کنار آن به تعداد لازم قرارداد آتی (برای دارایی پایه مورد نظر) نگهداری می‌کند. در این ترکیب، موقعیت‌های بازارهای آنی به عنوان متغیر برون‌زا و تعداد موقعیت‌های تعهدی در بازار، به عنوان متغیر درون‌زا لحاظ خواهد شد (هال[1]، ۲۰۰۳). به طور مشخص، سبد دارایی که درآن C_S واحد موقعیت خرید در بازار نقدی و C_f واحد موقعیت فروش در بازار آتی وجود دارد، در نظر گرفته می‌شود. از آن‌جا که قراردادهای آتی برای کاهش نوسان‌های قیمت در بازار آنی مورد استفاده قرار می‌گیرند، به این سبد دارایی اصطلاحاً سبد دارایی پوشش ریسک داده شده[2] گفته می‌شود.

جدول ۱: نسبت‌های پوشش ریسک

نرخ پوشش	روش تعیین	معیار اندازه‌گیری ریسک	تابع هدف
نسبت‌های پوشش ریسک حداقل‌کننده ریسک	(MV)	واریانس	$MinR_n$
	MEG	ضریب MEG	$Min\Gamma_v(R_n v)$
	GSV	ضریب GSV	$Minv_{\delta,\alpha}(R_n)$
نسبت‌های پوشش ریسک حداکثرکننده مطلوبیت	Mean-Variance	واریانس	
	Sharpe	انحراف معیار	$Max\frac{E(R_n - R_F)}{\sqrt{var(R_n)}}$
	HKL	واریانس	$Max\ (R_n) - {}^{1}/_{2\ Avar(R_n)}$
	M-GSV	واریانس	$MaxE(R_n) - \Gamma_v(R_n v)$
	M-MEG	انحراف معیار	$MaxE(R_n) - v_{\delta,\alpha}(R_n)$

منبع: بنادا (۲۰۱۷)

بازدهی این سبد عبارت است از (لی و همکاران، ۲۰۱۶):

$$R_h = \frac{C_S s_t R_S - C_f f_t R_f}{C_S s_t} = R_S - hR_f \qquad (۱)$$

R_h بازدهی سبد دارایی، R_S بازدهی موقعیت نقدی و R_f بازدهی موقعیت تعهدی فرد در قراردادهای آتی است. بازدهی موقعیت آنی و آتی از تفاضل قیمت‌های آنی و آتی دارایی پایه در یک دوره زمانی نسبت به دوره قبل به دست می‌آید:

$$R_s = \frac{s_{t+1} - s_t}{s_t} \qquad (۲)$$

[1]. Hull (2003)
[2]. Hedged Portfolio

$$R_f = \frac{f_{t+1} - f_t}{f_t} \qquad (۳)$$

که در آن s_t قیمت دارایی پایه در بازار آنی و f_t قیمت آن در بازار آتی است. همچنین، نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس (h) برابر خواهد بود با $h = \frac{C_f f_t}{C_S s_t}$ و نشان‌دهنده تعداد قراردادهای آتی مورد نیاز برای پوشش ریسک نوسانات قیمت آنی است. برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک در ابتدا واریانس بازدهی سبد دارایی را برای مبنای رابطه (۶) تعریف می‌نمایند:

$$VAR(R_h) = VAR(R_S) + h^2 VAR(R_F) - 2Cov(R_S, R_F) \qquad (۴)$$

اگر بخواهیم واریانس بازدهی سبد دارایی را با توجه به نسبت پوشش ریسک h حداقل نماییم، می‌بایست از آن نسبت به h مشتق گرفته و برابر صفر قرار دهیم.

$$\frac{\partial[VAR(R_h)]}{\partial h} = 2HVAR(R_F) - 2Cov(R_S, R_F) = 0 \qquad (۵)$$

در نتیجه به h^* یا نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس، دست خواهیم یافت:

$$h^* = \frac{Cov(R_S, R_F)}{2HVAR(R_F)} = \rho \frac{\sigma_S}{\sigma_F} \qquad (۶)$$

ρ ضریب همبستگی بین بازدهی قیمت‌های نقدی و آتی، σ_S انحراف معیار بازدهی‌های نقدی و σ_F انحراف معیار بازدهی‌های آتی است. شرط مرتبه دوم نشان می‌دهد که $\frac{\partial^2 \sigma_S^2}{\partial h^2} = 2\sigma_F^2 \succ 0$ بنابراین نقطه بحرانی (h^*) واریانس تغییرات قیمت پورتفوی در پوشش متقاطع را کمینه می‌سازد. پس از محاسبه نسبت پوشش حداقل واریانس، کارایی پوشش ریسک مورد بررسی قرار می‌گیرد. هدف از بررسی کارایی پاسخ به این سوال است که چنان‌چه فرد پوشش‌دهنده ریسک به دنبال بهترین حالت پوشش ریسک باشد و تنها ابزار موجود برای مقابله با نوسانات قیمت قراردادهای آتی دارایی پایه مورد نظر باشد، آن‌گاه وی نسبت پوشش ریسک را بر مبنای چه روشی تخمین یا محاسبه نماید که بتواند موثرتر از سایر روش‌ها باشد. بدین منظور در ابتدا دو سبد تشکیل می‌شود؛ در سبد نخست فرد هیچ قرارداد آتی نگهداری نمی‌نماید و صرفا یک موقعیت تعهدی در بازار آنی در سبد خود دارد. در سبد دوم، فرد علاوه بر این‌که یک موقعیت در بازار آنی دارد، به میزانی

که نسبت بهینه پوشش ریسک روش‌های مختلف تخمین مشخص نموده است، قرارداد آتی دارایی پایه را نیز نگهداری می‌نماید. سبدی که صرفا مشتمل بر یک موقعیت در بازار آنی است، سبد بدون پوشش[1] و سبدی که در آن به واسطه قراردادهای آتی، پوشش ریسک انجام شده است را سبد پوشش داده شده[2] می‌نامند. معیار کارایی پوشش ریسک ادرینگتون[3] (۱۹۷۹) و یانگ[4] (۲۰۰۱) به صورت نسبت واریانس موقعیت پوشش داده نشده منهای واریانس موقعیت پوشش یافته به واریانس موقعیت پوشش داده نشده تعریف می‌شود.

$$HE = \frac{\sigma_v^2 - \sigma_H^2}{\sigma_v^2} \qquad (۷)$$

HE، کارایی پوشش ریسک، σ_H^2، واریانس پورتفولیوی پوششی و σ_v^2، واریانس پورتفولیوی غیر پوششی می‌باشند. واضح است هر چقدر قراردادهای آتی با آنی هماهنگ‌تر باشند، سبد انرژی با ریسک پایین‌تری رو به رو خواهد بود. به عبارتی کاهش ریسک بالاتر و ضریب HE به یک نزدیکتر خواهد بود.

۲-۲- مروری بر ادبیات تجربی و پیشینه پژوهش

با مطرح شدن نظریه سنتی یک به یک در سال ۱۹۲۰، مطالعه پوشش ریسک به کمک قراردادهای آتی آغاز شدند. بر این اساس مارکویتز[5] (۱۹۵۲) ایده پوشش ریسک را در چارچوب میانگین واریانس مطرح نمود. در ادامه ورکینگ[6] (۱۹۵۳) انگیزه اصلی پوشش ریسک را بهره‌گیری از تغییرات پدید آمده در مبنا و به دست آوردن سود دانست. همچنین جانسون (۱۹۶۰) و استین (۱۹۶۰) چارچوب نظری پوشش ریسک بازارهای مالی را معرفی نمودند. ادرینگتون (۱۹۷۹) تئوری پورتفوی جانسون و استین را گسترش داده و تئوری پوشش ریسک حداقل واریانس را به کمک رهیافت OLS مطرح کرد. هربست و همکاران[7] (۱۹۹۳) نشان دادند روش OLS منجر به همبستگی سریالی در پسماندها می‌شود. لذا برای رفع مشکل تورش، مدل VAR را پیشنهاد

1. Uncovered Portfolios
2. Hedged Portfolio
3. Ederington (1979)
4. Yang (2001)
5. Markowitz (1952)
6. Working (1953)
7. Herbst (1993)

نمودند. سپس گوش[1] (۱۹۹۳) رابطه همجمعی بین داده‌های سری زمانی قیمت‌های آتی و آنی را بدست آورد. لین و لو[2] (۱۹۹۶) نشان دادند به دلیل عدم لحاظ جمله تصحیح خطا در معادله، نسبت پوشش ریسک کمتر از حد برآورد خواهد شد. بر این اساس مدل‌های ARCH و GARCH بکار رفتند. پس از آن، به دلیل افزایش نوسانات بازارهای مالی و در نتیجه تغییر کوواریانس‌ها و همبستگی در طی زمان، توابع کاپولا مورد توجه قرار گرفتند.

یکی از مطالعات در زمینه پوشش ریسک توسط منسی و همکاران[3] (۲۰۱۷) صورت گرفته است. در این پژوهش، ساختار همبستگی میان قیمت نفت و بازار سهام به کمک روش کاپولا مدل‌سازی گردید. نتایج نشان می‌دهد برای سری بازده نفت خام، وابستگی دنباله‌ای (دم) بین نفت و بازار سهام وجود دارد. بنادا[4] (۲۰۱۷) استراتژی‌های پوشش ریسک ساده، حداقل واریانس و ضریب جینی بسط‌یافته به میانگین را به کار برد. همچنین برای تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس از مدل‌های OLS، VECM، GARCH، کاپولا و موجک استفاده نموده است. نتایج نشان می‌دهد وحدت رویه‌ای در تخمین پوشش ریسک وجود نداشته و مقدار این نسبت در بازارها و دارایی‌های مختلف با یکدیگر متفاوت می‌باشد، به گونه‌ای که در بازار نفت خام پوشش ریسک کامل صورت می‌پذیرد و تمامی مدل‌ها و استراتژی‌های موجود به این نتیجه اشاره دارند. در بازار گاز طبیعی پوشش ناقص انجام می‌گیرد. به علاوه نتایج کارایی مدل‌های مختلف دال بر کاراتر بودن مدل ضریب جینی بسط‌یافته به میانگین می‌باشد. کانگ و همکاران[5] (۲۰۱۵) اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده بازار سهام را با استفاده از مدل VAR بررسی کردند و به شواهدی مبنی بر تغییر ضرایب و ماتریس واریانس- کوواریانس در طی زمان دست یافتند.

در ایران نیز فرزانگان (۱۳۹۷) توابع کاپولا را به منظور پوشش ریسک قیمت سکه بهار آزادی طی دوره ۹۵-۱۳۸۹ بکار برده است. همچنین پیش‌بهار و عابدی (۱۳۹۵) ارزش در معرض خطر پرتفوی لبنیات و قند را به کمک رهیافت کاپولا محاسبه نمودند. نتایج آزمون‌های کریستوفرسن[6] تابع امتیاز احتمال درجه دوم و ریشه میانگین مجذور خطا نشان دادند که روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو مبتنی بر کاپولا در مقایسه با روش‌های دیگر نتایج قابل اعتمادتری ارائه می‌دهد.

---

1. Ghosh (1993)
2. Lien & Luo (1993)
3. Mensi (2017)
4. Benada (2017)
5. Kang (2015)
6. Christoffersen Test

کشاورز حداد و حیرانی (۱۳۹۳) با استفاده از توابع کاپولا ارزش در معرض ریسک محصولات شیمیایی و دارویی بورس تهران را در بازه زمانی دی ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۱ تخمین زده و نشان دادند وابستگی ساختاری نامتقارنی بین محصولات شیمیایی و دارویی بورس تهران وجود دارد. همچنین فلاح‌پور و احمدی (۱۳۹۳) نیز ارزش در معرض ریسک پورتفوی نفت و طلا طی دوره ۵ ساله ۲۰۱۷-۲۰۱۲ را به روش کاپولا- گارچ مطالعه کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد روش کاپولا- گارچ در مقایسه با روش‌های سنتی، ریسک پورتفوی را با دقت بیشتری محاسبه می‌کند. سجاد و طروسیان (۱۳۹۲) نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس نرخ ارز را با استفاده از آتی سکه طلا و رهیافت‌های حداقل مربعات معمولی، حداقل مربعات معمولی تصحیح شده، گارچ یک متغیره و گارچ چند متغیره CCC و DCC بررسی نمودند و دریافتند مدل‌های گارچ چند متغیره مناسب‌تر هستند. ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۸) پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی ایران را مطالعه نمودند و نشان دادند ریسک با استفاده از قراردادهای آتی کاهش خواهد یافت.

۳- مدل تحلیلی پژوهش

در این بخش مدل‌های اقتصادسنجی ایستا (حداقل مربعات معمولی، تصحیح خطای برداری) و مدل‌های پویا (اتورگرسیو شرطی، توابع کاپولا نرمال و تی استیودنت) برای محاسبه نرخ‌های بهینه پوشش ریسک معرفی می‌گردد. مدل حداقل مربعات معمولی یکی از قدیمی‌ترین رهیافت‌های تخمین نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس می‌باشد که در آن تغییرات قیمت آنی بر روی تغییرات قیمت آتی برازش می‌شود. در این روش فرض می‌شود رابطه میان قیمت‌های آنی و آتی در طول زمان ثابت است؛ یعنی توزیع مشترک قیمت‌های آنی و آتی در طول زمان تغییر نمی‌کند و ماتریس واریانس- کوواریانس ثابت خواهد بود.

$$\Delta S_i = \alpha + \beta \Delta F_i + \varepsilon_i \qquad (۸)$$

ΔS_i و ΔF_i به ترتیب تغییرات قیمت‌های آنی و آتی و α جمله ثابت می‌باشند. در مدل OLS، هدف تخمین پارامتر β یا ضریب زاویه رگرسیون تغییرات قیمت آنی روی آتی است.

$$H_J^* = \frac{Cov(\Delta S, \Delta F)}{VAR(\Delta F)} \qquad (۹)$$

میرز و تامسون[1] (۱۹۸۹) پس از بررسی نتایج الگوی OLS اشاره کردند مقادیر پسماند دارای خودهمبستگی سریالی هستند، در نتیجه الگوی VAR را به شکل روابط (۱۰) و (۱۱) توسعه دادند:

$$\Delta S_t = C_S + \sum_{i=1}^{K} \beta_{S,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} \lambda_{S,i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{S,t} \quad (۱۰)$$

$$\Delta F_t = C_F + \sum_{i=1}^{K} \beta_{F,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} \lambda_{F,i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{F,t} \quad (۱۱)$$

C_S و C_F عرض از مبدا معادلات و $\beta_{S,i}$، $\beta_{F,i}$، $\lambda_{F,i}$ و $\lambda_{F,i}$ ضرایب رگرسیونی و $\varepsilon_{S,t}$ و $\varepsilon_{F,t}$ نوفه سفید[2] هستند. اکنون مقدار بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس برابر خواهد بود با:

$$h = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_{ff}} \quad (۱۲)$$

σ_{sf}، کوواریانس بین اجزای اخلال قیمت‌ها و σ_{ff} واریانس جزء اخلال قیمت‌های آتی می‌باشد. انگل و گرنجر (۱۹۸۷) مشاهده کردند هم‌انباشتگی بین قیمت‌های آنی و آتی در الگوی VAR نادیده گرفته می‌شود. لذا، گوش (۱۹۹۳) و کرونر و سلطان[3] (۱۹۹۶) رابطه همجمعی را محاسبه و الگوی تصحیح خطای برداری[4] را توسعه دادند. C عرض از مبدا و $\varepsilon_{S,t}$ و $\varepsilon_{F,t}$ نوفه سفید، K مرتبه مدل و E_{t-1} جمله تصحیح خطا می‌باشد که مقدار تعدیل متغیر وابسته با انحراف دوره قبل در طی دوره بلندمدت را اندازه‌گیری می‌کند:

$$\Delta S_t = C_S + \sum_{i=1}^{K} \beta_{S,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} \lambda_{S,i} \Delta F_{t-i} + \alpha_S E_{t-1} + \varepsilon_{S,t} \quad (۱۳)$$

$$\Delta F_t = C_F + \sum_{i=1}^{K} \beta_{F,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^{K} \lambda_{F,i} \Delta F_{t-i} + \alpha_F E_{t-1} + \varepsilon_{F,t} \quad (۱۴)$$

$$E_{t-1} = \Delta S_{t-i} - \alpha_F \Delta F_{t-i} \quad (۱۵)$$

طبق مطالعه بیلی و میرز[5] (۱۹۹۱) فروض ناهمسانی واریانس و ثبات ریسک بازارهای مالی در طی زمان نقاط ضعف مدل‌های OLS و VECM هستند. زیرا ثبات نسبت بهینه پوشش ریسک به دلیل

1. Myers and Thompson (1989)
2. White-noise
3. Kroner and Sultan (1993)
4. Vector Error Correction Model (VECM)
5. Baillie and Myers (1991)

کاربرد گشتاورهای غیر شرطی مرتبه دوم است. در حالی که واریانس ثابت نبوده بلکه تلاطم خوشه‌ای وجود دارد. یعنی واریانس خطای پیش‌بینی به مقدار جمله اخلال دوره قبل وابسته بوده و وجود اطلاعات جدید باعث تغییر ریسک دارایی‌ها می‌گردد. در نتیجه برای محاسبه MV از فرمول (۱۶) استفاده می‌شود:

$$H_J^* = \frac{Cov(\Delta S, \Delta F)\|\Omega_{t-1}}{VAR(\Delta F)\|\Omega_{t-1}} \qquad (۱۶)$$

Ω_{t-1} اطلاعات در دسترس دوره (t-1) (هنگام تصمیم‌گیری برای دوره t) می‌باشد. با در نظر گرفتن واریانس و کوواریانس شرطی، نرخ پوششی در طول دوره تغییر می‌کند. بنابراین با توجه به متغیر بودن گشتاورهای شرطی مرتبه دوم و توزیع مشترک قیمت‌های آنی و آتی، مدل‌های ناهمسان شرطی اتورگرسیو معرفی شدند (بولراسیو[1]، ۱۹۹۰ و کرونر و سلطان، ۱۹۹۱). به کمک مدل GARCH دومتغیره زیر می‌توان MV را محاسبه کرد:

$$\Delta S_t = \mu_S + \varepsilon_{St} \qquad (۱۷)$$

$$\Delta F_t = \mu_F + \varepsilon_{Ft} \qquad (۱۸)$$

$$\ln\begin{bmatrix}\varepsilon_{St}\\ \varepsilon_{Ft}\end{bmatrix}\Big\|\Omega_{t-1} \cong N(0,H), H_t = \begin{bmatrix}H_{SS,t} & H_{SF,t}\\ H_{SF,t} & H_{FF,t}\end{bmatrix}$$

$$vec(H_t) = C + Avec(e_{t-1}e'_{t-1}) + Bvec(H_{t-1}) \qquad (۱۹)$$

H_t ماتریس کوواریانس شرطی ۲×۲، C بردار پارامترهای مثبت و ۱×۳، A و B ماتریس پارامترها و ۳×۳ می‌باشد. سپس انگل و کرونر (۱۹۹۵) با مشاهده برخی مشکلات مانند اریب بودن نسبت بهینه پوشش ریسک مدل VECH-GARCH(1,1)، مدل BEKK-GARCH را پیشنهاد نمودند.

$$H_t = C_0C'_0 + A'_{11}e_{t-1}e'_{t-1}A_{11} + B'_{11}H_{t-1}B_{11} \qquad (۲۰)$$

C ماتریس مثلثی پایین و A و B ماتریس قطری در نظر گرفته می‌شوند. نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس شرطی در زمان t را می‌توان از معادله $h_{t-1} = H_{SF,t}/H_{FF,t}$ مشخص نمود.

[1]. Bollerslev (1990)

لین و لو (۱۹۹۶) نشان دادند به دلیل وقوع بحران‌های مالی و افزایش نوسانات در ارزش سبد دارایی کوواریانس و همبستگی بازدهی دارایی‌ها، طی متغیر زمان می‌باشند. بر این اساس، توابع کاپولا مورد استفاده قرار گرفت زیرا توابع کاپولا اجازه می‌دهد ساختار وابستگی بین اجزای مختلف پورتفوی مدل‌سازی شود. قضیه اسکلار[1] (۱۹۵۹) بیان می‌کند اگر یک تابع توزیع توام با توزیع حاشیه‌ای $F_1,...,F_d$ داشته باشیم، تابع کاپولا در فضای $[0,1]$ داشته باشیم $C:[0,1]^d \to [0,1]$ وجود دارد به گونه‌ای که به ازای تمامی متغیرهای $X_1,...,X_d$ در فضای $R=[-\infty,\infty]$ خواهیم داشت:

$$F(X_1,...,X_d)=C(F_1(X_1),...,F_d(X_d)) \quad (۲۱)$$

C ساختار وابستگی را نشان می‌دهد. اگر $F_1,...,F_d$ پیوسته باشند، تابع کاپولای C یکتاست. در غیر این صورت یکتا نخواهد بود. همچنین تابع کاپولا، یک توزیع تجمعی چند متغیره d بعدی در $[0,1]^d$ با توابع توزیع حاشیه‌ای یکنواخت به صورت زیر است:

$$C(u_1,...,u_d)=F(F_1^{-1}(u_1),...,F_d^{-1}(u_d)) \quad (۲۲)$$

U_i، متغیرهای تصادفی با توزیع یکنواخت می‌باشند. تابع چگالی تابع کاپولا به شکل زیر می‌باشد:

$$F(X_1,...,X_d)=C(F_1(X_1),...,F_d(X_d))\prod_{i=1}^{d} f_i(x_i) \quad (۲۳)$$

توابع چگالی حاشیه‌ای f_i توسط رابطه (۲۳) قابل استنتاج است. بنابراین میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی را می‌توان به کمک تابع چگالی حاشیه‌ای مشخص نمود:

$$C(u_1,...,u_d)=\frac{\partial^2 C(u_1,...,u_d)}{\partial u_1,...,u_d}=\frac{f(F_1^{-1}(u_1),...,F_d^{-1}(u_d))}{\prod_{i=1}^{d} f_i(F_1^{-1}(u_1))} \quad (۲۴)$$

توابع کاپولا به دو دسته بیضی و ارشمیدسی تقسیم می‌شوند. توابع کاپولای بیضی (توزیع نرمال و توزیع t استیودنت)، از فرم بسته برخوردارند و فقط وابستگی دمی متقارن را اتخاذ می‌کنند. ساختار وابستگی کاپولای نرمال[2] به وسیله توزیع نرمال چند متغیره توصیف می‌شود که درآن Φ_ρ توزیع مشترک با ضریب همبستگی خطی ρ است (بنادا، ۲۰۱۷).

1. Skalar
2. Gaussian Copula

$$C_{Gaussian}(u_1,...,u_d,\rho)=\Phi_\rho(\Phi^{-1}(u_1),\Phi^{-1}(u_2))=\int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_1)}\int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_2)}\frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho_{XY}^2}}e^{\frac{2\rho_{XY}-X^2+Y^2}{2(1-\rho_{XY}^2)}}dxdy \quad (۲۵)$$

در کاپولای تی استیودنت[1] $t_{\rho,\nu}$ توزیع دو متغیره تی- استیودنت، ρ ضریب همبستگی، u_2 درجه آزادی و $t^{-1}(u_2)$، معکوس توزیع تک متغیره تی- استیودنت است (بنادا، ۲۰۱۷). با تغییر درجه آزادی می‌توان درجه وابستگی دنباله توزیع را تغییر داد، لذا این تابع به صورت همزمان وابستگی دنباله‌ای بالا و پایین دارد.

$$C_T(u_1,...,u_d:\rho,\nu)=t_{\rho,\nu}(t^{-1}(u_1),t^{-1}(u_2))=\int_{-\infty}^{t^{-1}(u_1)}\int_{-\infty}^{t^{-1}(u_2)}\frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho_{XY}^2}}e^{\left(1+\frac{2\rho_{XY}-X^2+Y^2}{2(1-\rho_{XY}^2)}\right)}dxdy \quad (۲۶)$$

۴- داده‌ها و پایه‌های آماری

برای بررسی تغییرات پوشش ریسک از داده‌های سری زمانی هفتگی قیمت‌های آنی و قیمت‌های آتی نفت خام و گاز طبیعی طی دوره پنج ساله ۲۰۱۸-۲۰۱۳ استفاده شده است و مدل مورد مطالعه به شکل زیر تصریح می‌گردد:

$$\Delta S_i = f(\Delta F_i) \quad (۲۷)$$

ΔS_i بازده قیمت آنی و ΔF_i بازده قیمت آتی می‌باشند. از آن‌جا که در ایران بازارهای مشتقات مالی نفت خام و گاز طبیعی وجود ندارد، به ناچار داده‌های قراردادهای آتی‌های بورس کالایی نیویورک[2] (NYMEX) استفاده می‌شود. همچنین، اطلاعات به کار رفته از اداره اطلاعات انرژی آمریکا[3] (EIA) استخراج شده است. منبع قیمت‌های این سازمان برای قیمت آنی، تامسون رویترز[4] و برای قیمت آتی، میانگین قیمت قراردادهای آتی یک تا چهار ماهه نایمکس و هنری هاب[5] می‌باشد.

1. Student-t Copula
2. New York Mercantile Exchange (NYMEX)
3. U.S. Energy Information Administration (EIA)
4. Thomson Reuters
5. Henry Hub

جدول ۲: خصوصیات آماری متغیرهای پژوهش

آماره/ متغیر	نفت خام		گاز طبیعی	
	لگاریتم قیمت آتی	لگاریتم قیمت آنی	لگاریتم قیمت آتی	لگاریتم قیمت آنی
میانگین	۴/۱۳	۴/۱۳	۱/۱۴	۰/۱۴
حداکثر	۴/۷۰	۴/۶۸	۱/۸۱	۱/۸۷
حداقل	۳/۳۸	۳/۳۳	۰/۵۱	۰/۴۵
انحراف معیار	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۲۲	۰/۲۴
چولگی	۰/۱۵	۰/۱۱	−۰/۰۵	−۰/۰۱
کشیدگی	۱/۸۷	۱/۸۸	۲/۹۱	۳/۳۷
جارگ- برا	۱۷/۶۰	۱۶/۸۱	۰/۲۵	۱/۸۴
P- value	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۸۸	۰/۳۹

منبع: دفتر اطلاعات انرژی آمریکا (EIA)

۵- نتایج تخمین نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس

۵-۱- نتایج مدل حداقل مربعات معمولی

نتایج مدل OLS در جدول (۳) بیان شده است. نرخ بهینه پوشش ریسک یا ضریب β برای نفت خام و گاز طبیعی به ترتیب برابر ۶۲ و ۳۷ درصد می‌باشد. این ضریب برای نفت خام از لحاظ آماری اختلاف معنی‌داری با صفر دارد، چرا که مقدار احتمال این متغیر کمتر از ضریب خطای ۵ درصد است. همچنین برای گاز طبیعی نشان‌دهنده معنی‌داری ضریب β در سطح خطای ۵٪ می‌باشد.

جدول۳: نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس (MV) با استفاده از روش OLS

نوع کالا	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره آزمون	احتمال
نفت خام	عرض از مبدأ	−۰/۰۷۶۰	۰/۱۵۰۱	−۰/۵۰۶۰	۰/۶۱۳
	ضریب β	۰/۶۲۸	۰/۰۳۵۲	۱۷/۸۴۹۰	۰/۰۰۰۰
	ضریب تعیین	٪۵۰			
	ضریب تعیین تعدیل‌شده	٪۵۰			
	آماره F (احتمال)	۳۱۸/۶ (۰/۰۰۰)			
گاز طبیعی	عرض از مبدأ	۰/۰۳۴۹	۰/۴۲۸۱	۰/۰۸۱۰	۰/۹۳۵۰
	ضریب β	۰/۳۷۵۲	۰/۰۷۱۹	۵/۲۱۵۰	۰/۰۰۰۰
	ضریب تعیین	٪۸			
	ضریب تعیین تعدیل‌شده	٪۷			
	آماره F (احتمال)	۲۷/۲ (۰/۰۰۰)			

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲- نتایج مدل خودرگرسیون برداری و تصحیح خطای برداری

جهت جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب، ایستایی متغیرها بررسی می‌شود. نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان می‌دهد تمامی متغیرها در سطح دارای ریشه واحد بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

جدول ۴: مقادیر و احتمال آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون

متغیر		آزمون ADF		آزمون PP	
		آماره	احتمال	آماره	احتمال
نفت خام	لگاریتم آنی	-۱/۶۲	۰/۷۳	-۱/۱۴	۰/۸۷
	دیفرانسیل لگاریتم آنی	-۵/۰۴	۰/۰۰	-۲۲۳/۶	۰/۰۰
	لگاریتم آتی	-۱/۷۴	۰/۶۸	-۴/۵۶	۰/۸۵
	دیفرانسیل لگاریتم آتی	-۵/۴۷	۰/۰۰	-۲۶۲/۸	۰/۰۰
گاز طبیعی	لگاریتم آنی	-۱/۵۰	۰/۷۸	-۱۳/۱۹	۰/۳۷
	دیفرانسیل لگاریتم آنی	-۸/۱۱	۰/۰۰	-۳۴۶/۰۸	۰/۰۰
	لگاریتم آتی	-۱/۳۶	۰/۸۴	-۹/۶۸	۰/۵۶
	دیفرانسیل لگاریتم آتی	-۷/۷۳	۰/۰۰	-۲۶۴/۷	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

از آن‌جا که بسیاری از سری‌های زمانی نامانا در بلندمدت توسط یک رابطه محدود می‌شوند، هم‌انباشتگی وجود خواهد داشت. در صورت هم‌انباشته بودن نیازی به تفاضل‌گیری از متغیرهای ناپایا در سطح نمی‌باشد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن نشان می‌دهد که یک بردار هم‌انباشتگی توسط آماره حداکثر مقادیر ویژه و اثر در سطح ۵ درصد وجود دارد.

جدول ۵: آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن

بردار هم‌انباشتگی		آزمون ماتریس اثر		آزمون حداکثر مقدار ویژه	
		آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی
مدل بازار نفت	یک بردار	۱۴۳/۰۶	۱۵/۶۷	۴۰۵/۱۶	۱۹/۲۲
	بیشتر از یک بردار	۴/۱۶	۹/۲۴	۲/۶۷	۹/۲۴
مدل بازار گاز	یک بردار	۴۰۲/۵	۱۵/۶۷	۱۴۷/۲۲	۱۹/۹۶
	بیشتر از یک بردار	۲/۶۷	۹/۲۴	۴/۱۶	۹/۲۴

منبع: یافته‌های پژوهش

معناداری ضرایب جمله تصحیح خطا دلالت بر ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت قیمت‌های آتی و آنی با مقادیر بلندمدت آن‌ها دارد. از آن‌جا که قدر مطلق ضرایب تصحیح خطا در الگویی با متغیر وابسته قیمت‌های آتی بزرگتر از الگویی است که متغیر وابسته آن قیمت‌های آنی می‌باشد، لذا به منظور رسیدن به تعادل بلندمدت سرعت تعدیل انحراف دوره قبل قیمت‌های آتی بیشتر از قیمت‌های آنی

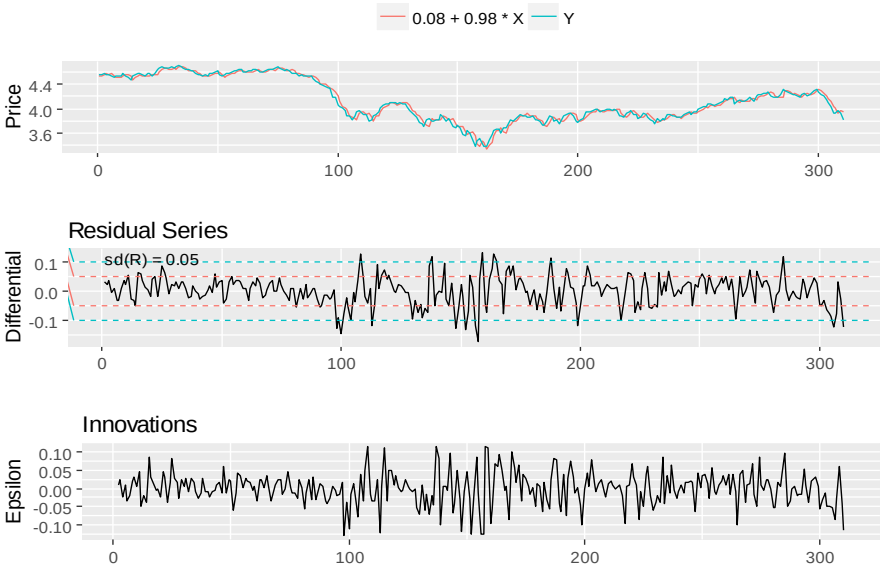
خواهد بود. همچنین ضرایب جمله تصحیح خطا در دو الگو از نظر علامتی با هم متضاد هستند که نشان می‌دهند جمله تصحیح خطا سعی بر تصحیح نسبتی از خطای تعادل دوره آخر دارد. بنابراین اگر این تعادل مثبت باشد، آن‌گاه قیمت‌های آنی بالاتر از قیمت‌های آتی هستند و جمله تصحیح خطا باید قیمت آنی را کاهش دهد تا به تعادل برگردد و لذا ضریب تصحیح خطای قیمت‌های آنی علامت منفی پیدا می‌کند. همزمان جملات تصحیح خطا باید قیمت‌های آتی را به بالا سوق دهند تا تعادل برقرار شود، بنابراین ارتباط مستقیم بوده و علامت مثبت برای آن بدست می‌آید.

جدول ۶: تخمین مدل VECM

حالت	متغیر وابسته	ΔS			ΔF		
	متغیر مستقل	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
نفت خام	ECT	-۲۹۹۵/۰	۲۱۹۷/۰	-۱۳۶۳۴/۱	۷۶۴۳/۰	۱۴۵۵/۰	۲۵۱۹/۵
	عرض از مبدا	-۰۰۱۷/۰	۰۰۲۴/۰	-۷۳۷۶/۰	-۰۰۱۹/۰	۰۰۱۵/۰	-۱۹۸/۱
	$\Delta S(-1)$	۳۱۱۶/۰	۱۵۱۱۸/۰	۰۵۲۶/۲	۲۶۵۵/۰	۱۰۰۵/۰	۶۴۰/۰
	$\Delta F(-1)$	-۰۷۲۶/۰	۱۰۹۰/۰	-۶۶۵۹/۰	-۰۸۷۴/۰	۰۷۲۲۶/۰	-۲۰۹۹/۱
گاز طبیعی	ECT	-۵۰۷۶/۰	۰۶۹۷/۰	-۲۷۷۰/۷	۰۹۲۷/۰	/۰۶۳۸	۴۵۱/۱
	عرض از مبدا	۰۰۰۱/۰	۰۰۳۶/۰	۰۴۲۳/۰	-۵۱/۴	۰۰۳۳/۰	-۰۱۳/۰
	$\Delta S(-1)$	-۰۷۲۴/۰	۰۵۷۲/۰	-۲۸۱/۱	۰۸۸۹/۰	۰۵۲۴/۰	۶۹۵/۱
	$\Delta F(-1)$	۲۴۶۵/۰	۰۷۹۹۱/۰	۰۸۵۴/۳	-۰۳۱۰۰/۰	۰۷۳۱/۰	-۴۲۴۸/۰

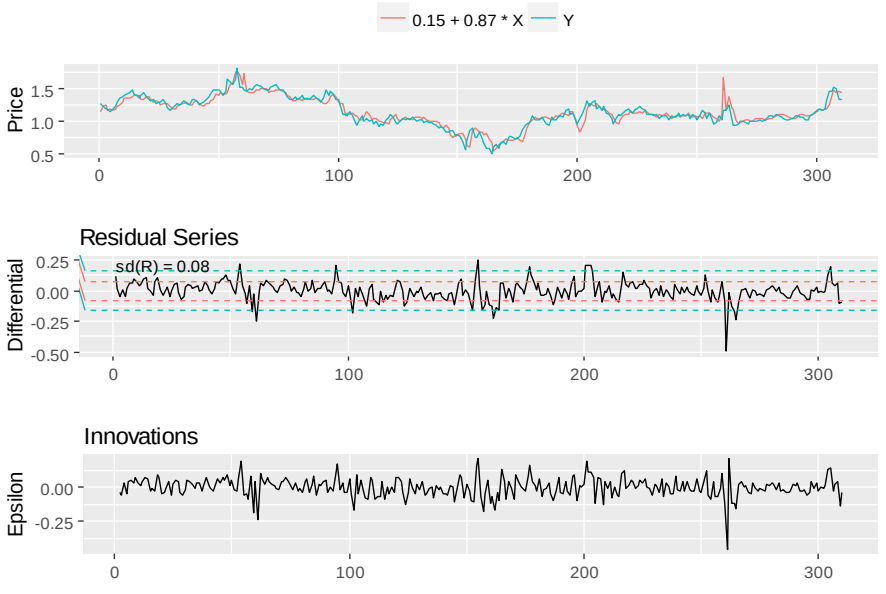
منبع: یافته‌های پژوهش

برآورد نرخ پوشش بهینه به روش VECM برای نفت خام و گاز طبیعی در نمودار (۲) قابل مشاهده است. نسبت بهینه پوشش ریسک برای بازار نفت خام و گاز طبیعی بر اساس روش تصحیح خطای برداری به ترتیب برابر ۰/۹۸۱۲ و ۰/۸۶۵۰ درصد بوده است. نمودارها نیز دال بر این هستند که شیب پسماندها از پایایی برخودار بوده و پسماندها نوفه سفید بوده و رابطه تعادلی بلندمدت قابل مشاهده است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: نمودار خط رگرسیونی و پسماندهای مدل VECM برای بازار آنی و آتی نفت خام



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: نمودار خط رگرسیونی و پسماندهای مدل VECM برای بازار آنی و آتی گاز طبیعی

۵-۳- روش واریانس ناهمسانی شرطی

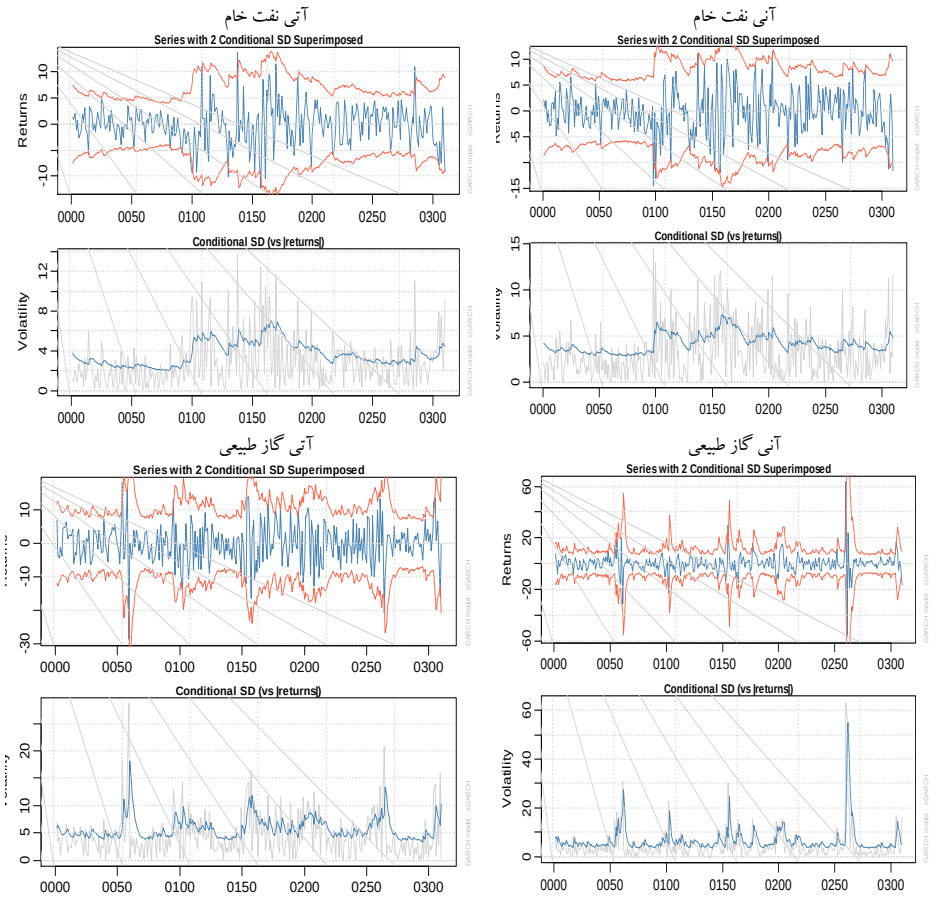
نتایج برآورد مدل بر اساس رابطه (۲۰) نشان می‌دهد ضرایب Alpha (اثرات ARCH) در هر دو مدل معنی‌دار بوده و ضرایب Beta (اثرات GARCH) بر وجود واریانس ناهمسانی شرطی بین بازار آنی و آتی دلالت دارد. همچنین آزمون‌های ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی نیز نشان می‌دهد مدل‌ها فاقد مشکلات خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی هستند.

جدول ۷: برآورد مدل GARCH برای بازار نفت خام و گاز طبیعی

نوع کالا	متغیر	بازار آنی			بازار آتی		
		ضریب	آماره	احتمال	ضریب	آماره	احتمال
نفت خام	mu	۰/۰۱۰۸	۰/۰۶۰۳	۰/۹۵۱۹	-۰/۰۷۰۳	-۰/۳۲۴۴	۰/۷۴۵۶
	omega	۰/۲۰۵۶	۱/۱۶۶۹	۰/۲۴۳۳	۰/۸۱۱۰	۱/۲۹۹۰	۰/۱۹۳۹
	alpha	۰/۱۰۶۰	۳/۳۶۴۲	۰/۰۰۰۸	۰/۱۰۵۰	۲/۴۳۵۸	۰/۰۱۴۹
	beta	۰/۸۸۸۵	۲۸/۱۱۹۲	۰/۰۰۰۰	۰/۸۵۷۴	۱۳/۳۳۱۶	۰/۰۰۰۰
		وقفه	**آماره**	**احتمال**	**وقفه**	**آماره**	**احتمال**
	خودهمبستگی	۱	۰/۰۰۹۲	۰/۹۹	۱	۲/۵۴	۰/۱۱
	اثرات ARCH	۱	۰/۲۲	۰/۶۳	۱	۰/۴۷	۰/۴۸
گاز طبیعی	**آماره**	**ضریب**	**آماره**	**احتمال**	**ضریب**	**آماره**	**احتمال**
	mu	۰/۱۸۴	۰/۷۰۴	۰/۴۸۲	۰/۰۱۰	۰/۰۳۸	۰/۹۷۰
	omega	۷/۵۵۲	۳/۱۷۸	۰/۰۰۱	۴/۰۹۳	۲/۳۶۳	۰/۰۱۸
	alpha	۰/۶۴۳	۶/۲۷۰	۰/۰۰۰	۰/۳۰۸	۳/۸۰۱	۰/۰۰۰
	beta	۰/۳۵۶	۴/۸۴۷	۰/۰۰۰	۰/۶۰۰	۶/۹۱۰	۰/۰۰۰
		وقفه	**آماره**	**احتمال**	**وقفه**	**آماره**	**احتمال**
	خودهمبستگی	۱	۰/۵۶	۰/۴۵	۱	۰/۰۵	۰/۸۲
	اثرات ARCH	۱	۰/۰۱۸	۰/۸۹	۱	۰/۶۰	۰/۴۳

منبع: یافته‌های پژوهش

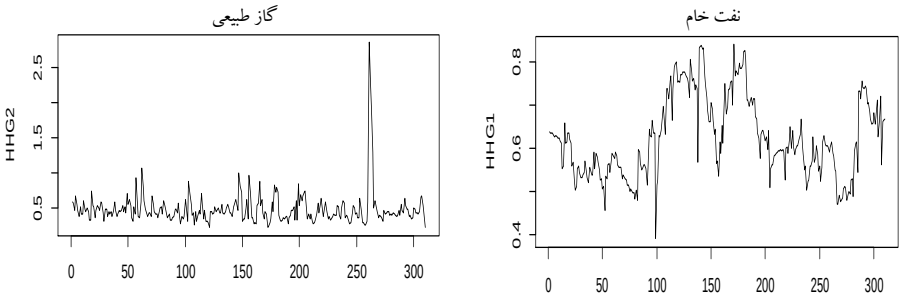
نمودار (۳)، الگوی داده‌های ناهمسانی واریانس و کاربرد مدل GARCH را تایید می‌نماید. لذا با داشتن سری زمانی واریانس ناهمسانی شرطی و کوواریانس سری‌های زمانی بازار می‌توان تغییرات قیمت آنی و آتی بازار نفت خام و گاز طبیعی را برآورد کرد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: نمودار برآورد مدل و واریانس شرطی GARCH برای بازار آنی و نقد نفت خام و گاز طبیعی

نمودار (۴) نشان می‌دهد روند نرخ پوشش بهینه در طول زمان به صورت پویا دال بر این است که در مدل GARCH نسبت پوشش ریسک عدد ثابت نبوده و به صورت یک سری خواهد بود.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴: نمودار برآورد نرخ پوشش بهینه بازار به روش GARCH

۵-۴- روش توابع کاپولا

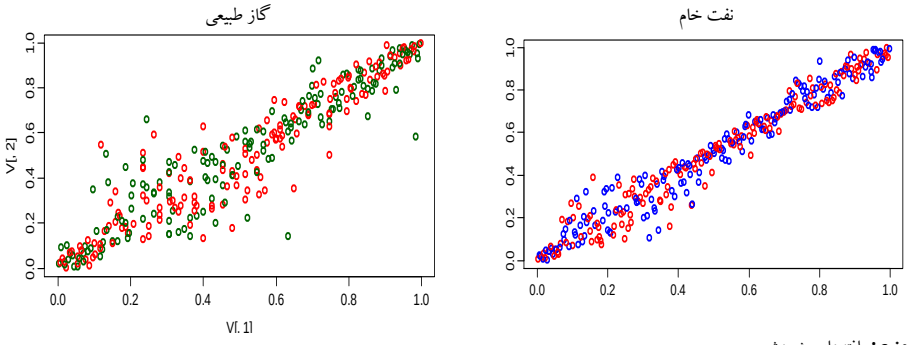
وابستگی دنباله‌ای توابع کاپولای نرمال و t استیودنت بر اساس روابط (۲۵) و (۲۶) محاسبه شده است. نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد پارامترهای وابستگی دنباله‌ای توابع کاپولا هر دو تابع، مثبت و معنی‌دار می‌باشد. همچنین مقدار نرخ پوشش ریسک توابع کاپولای نرمال و t استیودنت برای نفت خام به ترتیب برابر با ۰/۹۷۶۵ و ۰/۹۷۷۱ درصد و برای گاز طبیعی برابر با ۰/۹۳۲۲ و ۰/۹۳۸۳ درصد بوده و به خوبی نشان می‌دهد که این نرخ به یک نزدیک می‌باشد، لذا نرخ پوشش بهینه کل دوره مناسب است.

جدول ۸: برآورد توابع کاپولا برای بازار آنی و آتی

نوع کالا	متغیر	تابع کاپولای نرمال			تابع کاپولای t		
		ضریب	آماره	احتمال	ضریب	آماره	احتمال
نفت خام	پارامتر وابستگی	۹۶۸۴/۰	۰۰۳/۰	۰۰۰/۰	۹۶۹/۰	۰۰۲۸/۰	۰۰۰/۰
	درجه آزادی	–	–	–	٦٥/٢٣	۸۱/۲۶	۹۲/۰
	پوشش بهینه ریسک	۹۷۶۵/۰			۹۷۷۱/۰		
گاز طبیعی	پارامتر وابستگی	۹۲۴۵/۰	۰۰۲/۰	۰۰۰/۰	۹۳۰۵/۰	۰۰۵/۰	۰۰۰/۰
	درجه آزادی	–	–	–	۲۶/۴	۲۳/۱	۰۰۰/۰
	پوشش بهینه ریسک	۹۳۲۲/۰			۹۳۸۳/۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

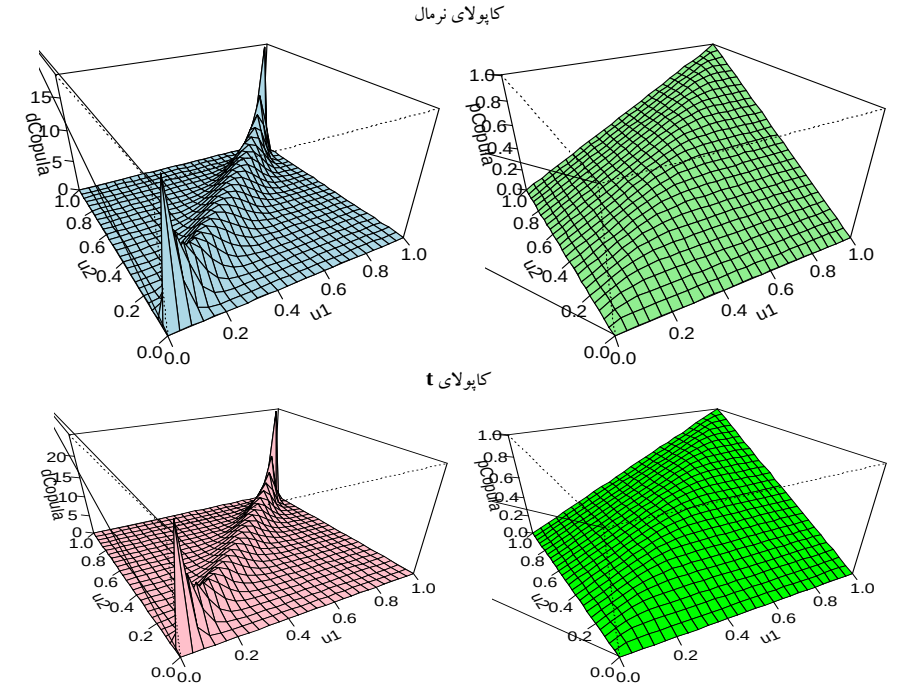
نمودار (۵)، وابستگی بالای این دو سری قیمت آنی و آتی در هر دو دنباله توزیع را نشان می‌دهد.



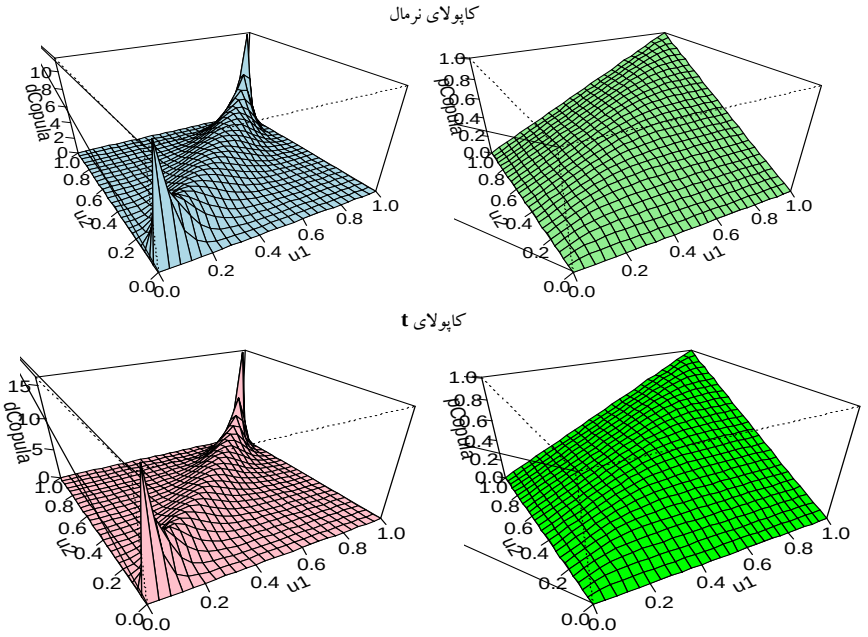
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵: نمودار توزیع مشترک بازار آنی و آتی نفت خام در بازه [0,1]

همچنین توزیع چگالی و توزیع تجمعی برای کاپولای نرمال و کاپولای t برای دو سری بازار آنی و آتی نفت خام در نمودار (۶) و برای گاز طبیعی در نمودار (۷) ارائه شده است. همان‌طور که مشخص است، در این بررسی توزیع دنباله‌ای به خوبی برآورد شده است و نشان می‌دهد که وابستگی در دنباله‌های توزیع بیشتر از سایر توزیع‌های مشترک است.



نمودار ۶: نمودار توزیع چگالی و توزیع تجمعی نفت خام



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۷: نمودار توزیع چگالی و توزیع تجمعی گاز طبیعی

۶- بررسی کارایی پوشش ریسک

متداول‌ترین روش برای برآورد کارایی پوشش ریسک، مقایسه ریسک حالت‌های پوشش‌یافته و بدون پوشش است. در این روش نسبت کاهش ریسک دارایی آنی در اثر استفاده از قراردادهای آتی محاسبه می‌شود. بدین منظور، یک پورتفوی بدون پوشش شامل ترکیبی از سهم‌ها با نسبت برابر در بازار آنی و یک پورتفوی پوشش داده شده شامل دارایی‌های آتی و آنی با نسبت متفاوت تشکیل می‌گردد. در این بررسی برای بدست آوردن اثربخشی پوشش ریسک از رویکرد متفاوتی برای این موضوع تحت عنوان رگرسیون پنجره غلتان بر اساس مطالعه بنادا (۲۰۱۷) استفاده شده است. استفاده از تکنیک پنجره غلتان به این صورت است که تعدادی ثابت از مشاهدات را برای نمونه مدل‌سازی انتخاب نموده که به آن طول پنجره گویند. سپس از اولین مشاهده به تعداد طول پنجره مدل برآورد گشته و واریانس برای روز بعد خارج از پنجره محاسبه نموده و با مقدار واقعی مقایسه شده است. در نهایت، مشاهدات را یکی به جلو برده و تا آخر مشاهدات همین عمل تکرار می‌شود. برای این موضوع برای ۲۰ هفته پایانی با استفاده از داده‌های ۲۹۰ هفته قبلی هر بار با ثابت نگه‌داشتن طول پنجره ۲۹۰ هفته‌ای، نرخ پوشش ریسک بهینه با هر یک از رویکردهای متفاوت

برآورد شده است. این فرآیند تا داده ۳۱۰ام برآورد شده و حاصل آن نرخ پوشش بهینه و میزان مؤثر بودن نرخ پوشش بهینه برای ۲۰ هفته پایانی است. نتایج مقدار مؤثر بودن نرخ پوشش بهینه بازار نفت خام و گاز طبیعی در جدول (۷) خلاصه شده است. همان‌طور که مشخص است، رویکرد توابع کاپولا در هر دو بازار در شرایط بهتری به نسبت سایر مدل‌های مورد بررسی بوده است. بدین ترتیب نتیجه تحقیق دال بر کارایی بالای رویکرد توابع کاپولا در محاسبه نرخ پوشش ریسک می‌باشد.

همان‌طور که در جدول (۷) مشخص است هر دو تابع کاپولای نرمال و تی‌استیودنت در بازار نفت خام و گاز طبیعی نسبت به سایر مدل‌های مورد مطالعه در شرایط بهتری قرار دارند و کارایی توابع کاپولای تی‌استیودنت بالاتر از سایر مدل‌های OLS، VECM و GARCH و کاپولای نرمال می‌باشد. همچنین روش OLS از ضعیف‌ترین کارایی برخوردار است.

جدول ۷: میزان اثربخشی پوشش ریسک بهینه مدل‌های مختلف در بازار نفت خام و گاز طبیعی

time	نفت خام					گاز طبیعی				
	OLS	*VECM*	*GARCH*	*Copula-t*	*Copula-norm*	*OLS*	*VECM*	*GARCH*	*Copula-t*	*Copula-norm*
۱	۷۶۲/۰	۸۲۶/۰	۹۱۱/۰	۹۳۶/۰	۹۳۵/۰	۷۶۷/۰	۸۲۶/۰	۹۱۱/۰	۹۳۶/۰	۹۳۵/۰
۲	۷۶۳/۰	۸۲۶/۰	۹۱۰/۰	۹۳۶/۰	۹۳۵/۰	۷۶۳/۰	۸۲۶/۰	۹۱۰/۰	۹۳۶/۰	۹۳۵/۰
۳	۷۶۴/۰	۸۲۶/۰	۹۰۹/۰	/۹۳۶	۹۳۵/۰	۷۶۴/۰	۸۲۶/۰	۹۰۹/۰	۹۳۶/۰	۹۳۵/۰
٤	۷۶۵/۰	۸۲۵/۰	۹۰۹/۰	۹۳۷/۰	۹۳۶/۰	۷۶۵/۰	۸۲۵/۰	۹۰۹/۰	۹۳۷/۰	۹۳۶/۰
٥	۷۶۶/۰	۸۲۴/۰	۹۰۸/۰	۹۳۷/۰	۹۳۶/۰	۷۶۶/۰۰.	۸۲۴/۰	۹۰۹/۰	۹۳۷/۰	۹۳۶/۰
٦	۷۶۶/۰	۸۲۵/۰	۹۰۷/۰	۹۳۷/۰	۹۳۶/۰	۷۶۶/۰	۸۲۵/۰	۹۰۸/۰	۹۳۸/۰	۹۳۶/۰
۷	۷۶۷/۰	۸۲۲/۰	۹۰۷/۰	۹۳۸/۰	۹۳۶/۰	۷۶۷/۰	۸۲۲/۰	۹۰۷/۰	۹۳۸/۰	۹۳۶/۰
۸	۷۶۸/۰	۸۲۱/۰	۹۰۶/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰	۷۶۸/۰	۸۲۱/۰	۹۰۶/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰
۹	۷۹۶/۰	۸۲۲/۰	۹۰۵/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰	۰.۷٦۸	۰.۸۲۲۱۸	۹۰۶/۰	۹۳۸/۰۰.	۹۳۷/۰
۱۰	۷۶۸/۰	۸۲۱/۰	۹۰۴/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰	۷۶۸/۰	۰.۸۲۰۷۰	۹۰۴/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰
۱۱	۷۶۹/۰	۸۲۰/۰	۹۰۳/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰	۷۶۹/۰	۰.۸۲۰۰۱	۹۰۳/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰
۱۲	۷۷۰/۰	۸۲۱/۰	۹۰۲/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰	۷۷۰/۰	۰.۸۲۱٤۰	۹۰۲/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰
۱۳	۷۷۰/۰	۸۲۱/۰	۹۰۳/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰	۷۷۰/۰	۰.۸۲۰۷۰	۹۰۲/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰
۱٤	۷۷۰/۰	۸۱۷/۰	۹۰۰/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰	۷۷۰/۰	۰.۸۱۷٤۲	۹۰۰/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰
۱٥	۷۷۱/۰	۸۱۶/۰	۸۹۹/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰	۷۷۰/۰	۰.۸۱٦۳۹	۸۹۹/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰
۱٦	۷۶۸/۰	۸۱۶/۰	۸۹۸/۰	۹۳۹/۰	۹۳۸/۰	۷۶۸/۰	۰.۸۱٦۳۹	۸۹۸/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰
۱۷	۷۶۲/۰	۸۱۳/۰	۸۷۴/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰	۷۶۷/۰	۰.۸۱۳٥٤	۸۷۴/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰
۱۸	۷۶۶/۰	۸۱۳/۰	۸۷۸/۰	۹۳۹۰	۹۳۷/۰	۷۶۶/۰	۰.۸۱۲۹٤	۸۷۸/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰
۱۹	۷۶۶/۰	۸۱۳/۰	۸۷۸/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰	۷۶۶/۰	۰.۸۱۳۱۱	۸۷۸/۰	۹۳۹/۰	۹۳۷/۰
۲۰	۷۶۵/۰	۸۱۲/۰	۸۷۷/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰	۷۶۵/۰	۰.۸۱۲۳٤۳	۸۷۷/۰	۹۳۸/۰	۹۳۷/۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۷- نتیجه‌گیری

استفاده از نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس یکی از شناخته‌شده‌ترین روش‌های بهره‌گیری از قراردادهای آتی برای کاهش ریسک ناشی از نوسانات قیمت کالاهای انرژی (نفت خام و گاز طبیعی) است. در این مقاله این نسبت به کمک روش‌های حداقل مربعات معمولی، تصحیح خطای پرداری، اتورگرسیو شرطی و توابع کاپولای نرمال و t برآورد شده است. در راستای رسیدن به هدف از داده‌های قیمت آنی و آتی نفت خام و گاز طبیعی در طی دوره پنج‌ساله ۲۰۱۸-۲۰۱۳ استفاده شده است. در ابتدا نسبت بهینه پوشش ریسک به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شد. نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس به روش OLS برای نفت خام برابر ۰/۶۲ و برای گاز طبیعی برابر ۰/۳۷ درصد بوده است. اما این روش به دلیل عدم استفاده از تمامی اطلاعات، کامل نبوده و به دلیل محدودیت‌ها و اشکالات این روش از مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده است. نسبت بهینه پوشش ریسک بدست آمده از مدل VECM برای نفت خام برابر ۰/۹۸۱ و برای گاز طبیعی برابر ۰/۸۶۵ می‌باشد. گرچه این روش نسبت به OLS کارایی بیشتری دارد اما به دلیل وجود واریانس ناهمسانی در متغیرها از مدل اتورگرسیو شرطی (GARCH) استفاده گردید. در این روش، نسبت بهینه پوشش ریسک ثابت نبوده و نتایج مدل دال بر وجود یک سری از نسبت‌های بهینه پوشش ریسک می‌باشد. همچنین برای مدل‌سازی ساختار وابستگی بین اجزای پورتفوی از توابع کاپولای نرمال و t استفاده گردید. نرخ بهینه پوشش ریسک توابع کاپولای نرمال برای نفت خام و گاز طبیعی به ترتیب برابر با ۰/۹۷۶ و ۰/۹۳۲ می‌باشد و این نسبت در مدل کاپولای t برای نفت خام و گاز طبیعی به ترتیب برابر ۰/۹۷۷ و ۰/۹۳۸ درصد است.

در این مقاله کارایی مدل‌های مختلف به کمک تکنیک رگرسیون پنجره غلتان محاسبه و مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد که مدل‌سازی رابطه بین قیمت‌های آنی و آتی در قالب توابع کاپولا از کارایی بیشتری برخوردار می‌باشد. به عبارت دیگر نتایج نشان می‌دهد که با مدل‌سازی ساختار وابستگی بین مولفه‌های پورتفو، کارایی در بازارها افزایش پیدا می‌کند. بنابراین با توجه به نوسانات قیمت انرژی و وابستگی اقتصاد ایران به نفت خام و گاز طبیعی، پوشش‌دهندگان ریسک با استفاده از توابع کاپولا، کاراترین نسبت بهینه پوشش ریسک را به دست خواهند آورد. همچنین بر اساس علیمرادی (۱۳۹۶) و ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۸) مدل‌های پویا نسبت به مدل‌های ایستا کاراتر می‌باشند. همچنین مطالعه بنادا (۲۰۱۷) نشان می‌دهد توابع کاپولا نسبت به مدل‌های GARCH از

کارایی بالاتری برخوردار است.

با توجه به نتایج تحقیق و شرایط اقتصادی، ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت خام با اقتصادی تک محصولی و متکی به درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام و گاز طبیعی، یک سرمایه‌گذار ریسک‌گریز محسوب می‌شود؛ زیرا بخش اعظمی از بودجه سالانه و برنامه پنج‌ساله کشور بر اساس دلارهای نفتی تنظیم می‌شود و مهمترین دغدغه دولت، تحقق این نوع درآمدها است که به نحوی به دنبال تثبیت آن‌ها می‌باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود در مواقعی که پیش‌بینی‌ها حکایت از کاهش قیمت‌های انرژی در بازار آتی دارد، دولت برای پوشش ریسک نوسانات قیمت اقدام به انجام معاملات کاغذی نماید. به عبارتی به کمک خرید قراردادهای آتی، ریسک معاملات را کاهش دهد زیرا قیمت آنی کالاهای انرژی متاثر از تغییر قیمت آن در دوره پیش از خود و تغییر قیمت‌های آتی دوره حال و سال‌های گذشته می‌باشد. دولت به منظور پوشش ریسک قیمت در بازارهای آتی و بازگرداندن تعادل به بازار انرژی، میزان تولید نفت خام و گاز طبیعی را کاهش و میزان ذخایر را تغییر خواهد داد تا بتواند نوسانات درآمدهای حاصل از صادرات کالاهای انرژی را به نحو احسن مدیریت نماید. بنابراین در سیاست‌گذاری‌های اقتصاد کلان توجه به ماهیت سازوکار قرارداد آتی‌ها و میزان تاثیرگذاری آن بر قیمت آنی‌ها و انتخاب روش بهینه کاهش ریسک نوسانات قیمت نفت خام و گاز طبیعی اهمیت خواهد داشت.

منابع و ماخذ

۱. ابراهیمی، محسن. و قنبری، علیرضا (۱۳۸۸). "پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران". پژوهشنامه اقتصادی **۹**(۳): ۲۰۴-۱۷۳.

۲. پیش‌بهار، اسماعیل. و عابدی، سحر (۱۳۹۶). "محاسبه ارزش در معرض خطر پرتفوی: کاربرد رهیافت کاپولا". مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار **۸**(۳۰): ۳۰-۸.

۳. حاجیان، محمدهادی (۱۳۹۳). *مدیریت ریسک در بازارهای نفت با استفاده از مشتقات مالی با تاکید بر قراردادهای اختیار معامله و تاخت*، رساله دکتری رشته علوم اقتصادی گرایش اقتصاد نظری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.

۴. درخشان، مسعود (۱۳۹۰). *مشتقات و مدیریت ریسک در بازارهای نفت*، چاپ دوم؛ تهران، موسسه مطالعات بین‌المللی انرژی.

۵. رادپور، میثم. و عبده تبریزی، حسین (۱۳۸۸). *اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بازار (رویکرد ارزش در معرض ریسک)*، تهران، انتشارات تهران.

۶. سجاد، رسول. و طروسیان، آدنا (۱۳۹۳). "نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز به وسیله قراردادهای آتی سکه طلا در ایران". فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری **۳**(۱۲): ۲۴-۱.

۷. سوری، علی (۱۳۹۳). *اقتصادسنجی (پیشرفته) همراه با کاربرد Eviews 8 و Stata 12*، تهران، نشر فرهنگ‌شناسی.

۸. فرزانگان، الهام (۱۳۹۷). "استراتژی پوشش ریسک قیمت سکه بهار آزادی: مقایسه بین رویکردهای ADCC، GO-GARCH، GARCH مبتنی بر کاپیولا". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران **۲۳**(۷۵): ۱۶۶-۱۳۷.

۹. فلاح‌پور، سعید. و احمدی، احسان (۱۳۹۳). "تخمین ارزش در معرض ریسک پورتفوی نفت و طلا با بهرمندی از روش کاپیولا- گارچ". مجله تحقیقات مالی **۱۶**(۲): ۳۲۶-۳۰۹.

۱۰. کشاورز حداد، غلامرضا. و حیرانی، مهرداد (۱۳۹۳). "برآورد ارزش در معرض ریسک با وجود ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی؛ رهیافت مبتنی بر توابع کاپولا". تحقیقات اقتصادی **۴۹**(۴): ۹۰۲-۸۶۹.

۱۱. میرزاپور باباجان، اکبر. و بهرامی، جاوید (۱۳۹۱). "نسبت بهینه پوشش ریسک در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۲۰**(۶۴): ۲۰۶-۱۷۵.

12. Bollerslev, T. (1990). "Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: a Multivariate Generalized ARCH Model". The Review of Economics and Statistics **72**(3): 498-505.
13. Ederington, L. (1979). "The Hedging Performance of the New Futures Markets". The Journal of Finance **34**(1) 157-170.
14. Ghosh, A. (1993). "Hedging with Stock Index Futures: Estimation and Forecasting with Error Correction Model". Journal of Futures Markets **13**(7): 743-752.
15. Herbst, A. F. Kare, D. D. & Marshall, J. F. (1993). "A Time Varying, Convergence Adjusted Hedge Ratio Model". Advances in Futures and Options Research **6**: 137-155.
16. Hull, J. C. (2003). *Options Futures and other Derivatives*, India Pearson Education.
17. Johnson, L. (1960). "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures". Review of Economics and Statistics **27**(73): 139-151.
18. Kang, W. Ratti, R. A. & Yoon, K. H. (2015). "Time-varying Effect of Oil Market Shocks on the Stock Market". Journal of Banking & Finance **61**: S150-S163.
19. Kroner, K. F. & Sultan, J. (1993). "Time-varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures". Journal of Financial and Quantitative Analysis **28**(4): 535-551.
20. Lien, D. & Luo, X. (1993). "Estimating Multiperiod Hedge Ratios in Cointegrated Markets". The Journal of Futures Markets **13**(8): 909-920.
21. Lien, D. & Tse, Y. K. (1999). "Fractional Cointegration and Futures Hedging". The Journal of Futures Markets **19**(4): 457-474.
22. Markowitz, H. (1959). "Portfolio Selection: Investment under Uncertainty". The Journal of Finance **7**(1): 1-30.
23. Mensi, W. Hammoudeh, S. Shahzad, S. J. H. & Shahbaz, M. (2017). "Modeling Systemic Risk and Dependence Structure between Oil and Stock Markets using a Variational Mode Decomposition-based Copula Method". Journal of Banking & Finance **75**: 258-279.
24. Sadorsky, P. (1999). "Oil Price Shocks and Stock Market Activity". Energy Economics **21**(5): 449-469.
25. Stein, J. L. (1976). "The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices". The Economics of Futures Trading (October/2003): 124-130.
26. Tsay, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series*, United Kingdom: John Wiley and Sons Ltd.
27. Working, H. (1953). "Hedging Reconsidered". Journal of Farm Economics **35**(4): 544-561.

28. Yang, W. (2001). "M-GARCH Hedge Ratios and Hedging Effectiveness in Australian Futures Markets". Working Paper School of Finance and Business Economics, Edith Cowan University. Yang, Wenling Joey, M-Garch Hedge Ratios and Hedging Effectiveness in Australian Futures Markets (January 2001). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=259968 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.259968.

Original Research Article

Estimating the optimal hedge ratio of energy commodities

Simin Aleali[1]
Ghodratollah Emamverdi[2]
Abass Ali Abounoori[3]
Abolfazl Ghiasvand[4]

Received: 21-10-2019 Accepted: 29-10-2020

Introduction: Price fluctuation is one of the most important features of the energy market that leads to price risk and economic instability. In the financial market, one of the best uses of derivative securities is in hedging. The most common way of hedging in the investment is through appropriate derivative instruments. They include options, swaps, futures and forward contracts. Even though there are many criteria used in the derivation of the optimal hedge ratio, the minimum-variance (MV) hedge ratio considered by Johnson (1960) has been one of the most popular choices. The basic concept of the minimum variance hedging risk lies in the combination of investments in the spot and future markets in order to reduce value fluctuations. Thus, the optimal number of futures contracts that a person must hold to hedge against the risk of price fluctuation in the underlying assets can be obtained by calculating the optimal ratio of hedging risk. The literature shows that researchers mainly use future contracts to minimize the risk of price fluctuation in the spot market. Accordingly, in these studies, various econometric methods have been used to calculate the optimal hedging risk ratio. Also, in order to introduce the best hedging risk model, the performances of different models have been compared. The evaluation of hedging performance is based on the percentage reduction in spot variance compared to portfolio variance. Then, the purpose of this study is to choose an optimal model with the highest degree of hedging risk for the selected commodity.

Methodology: Several techniques have been proposed in the literature to estimate the hedge ratio with index futures contracts. Many practitioners

[1]- Ph.D. Student of Economics, Islamic Azad University,Central Tehran Branch
[2]- Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University,Central Tehran Branch
Email: ghemamverdi@iauctb.ac.ir
[3]- Associate Professor of Economics, Islamic Azad University,Central Tehran Branch
[4] -Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University,Central Tehran Branch

and academicians have sought to solve the problem of how to calculate the optimal hedge ratio accurately. To achieve the goal, we compare the estimates of the hedge ratio from the ordinary least squares methods (OLS), autoregressive model (VAR/VECM), autoregressive conditional heteroscedasticity (ARCH/ GARCH) and copula. Also, to determine the changes in the optimal hedging risk ratio, we use the weekly time series of spot and future contract prices for crude oil and natural gas during the five-year period of 2013-2018. In the next step, the rolling window regression technique will be used to compare the performances of the studied models and select an efficient hedging risk model. The results of the weights for future by each of the four above-mentioned models will be used for hedging the spot prices of the two examined commodities. The obtained hedge ratios are applied on the real data in the following 20 weeks. Thus, the ability to reduce risk in every method is measured and compared during the specified period.

Results and Discussion: All the models are able to offer a significate reduction in the portfolio. The conventional approach to estimating the MV hedge ratio involves the regression of the changes in spot prices on the changes in future prices using the OLS technique. As we found, the minimum variance hedge ratio by the OLS method was 62% for crude oil and 37% for natural gas. However, for the OLS technique to be valid and efficient, the assumptions associated with the OLS regression must be satisfied. Thus, we use an autoregressive model (VAR/VECM). The optimal hedging risk ratio obtained from the VECM model is 98% for crude oil and 86% for natural gas. However, the OLS and VAR methods only capture the influence of two risk factors on stock returns in the mean on average but are not sufficient to capture the dependence structure in higher moments or tail dependence. The volatility clustering phenomenon and the existence of ARCH effects demonstrate that hedge funds volatility varies over time. Then, we use the conditional autoregressive model (GARCH). Furthermore, we utilize the copula method to capture the general dependence structure between the futures and spot prices. The copula method has been used for multivariate statistical modelling owing to its edibility and convenience to describe its ability to capture the nonlinear relationship of random variables. The copula approach allows us to model the marginal distributions of individual random variables and their dependence structure separately. Our finding show copula serves normally to hedge crude oil and natural gas at the rate of 98% and 93% respectively. These rates are the models for crude oil and natural gas copula at 98% and 94% respectively.

In this paper, the efficiency of different models of the rolling window regression technique are compared. This section is the core of the research. The results of the effectiveness of the optimal hedging rates of the crude oil and natural gas market show that copula functions in both markets have been

in better conditions than the other models. Thus, the result of the research indicates the high efficiency of the copula functions approach to calculate hedging risk rates.

Conclusion: The results show that modeling the relationship between the current and future prices in the form of copula functions is more efficient.

Keywords: Hedging risk, Future contract, Minimum variance, Copula.

JEL Classification: G13, C58, C22.