بسم الله الرحمن الرحیم

دانشگاه علامه طباطبائی

پژوهش‌های اقتصادی ایران

فصلنامه علمی- پژوهشکده اقتصاد

دانشگاه علامه طباطبائی

سال بیست‌وهفتم - شماره نود و دوم

پاییز ۱۴۰۱

این نشریه براساس تأییدیهٔ شمارهٔ ۳/۲۹۱۰/۴۸۸ به تاریخ ۱۳۸۱/۴/۱۸ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور حایز شرایط دریافت درجهٔ علمی ـ پژوهشی شناخته شد.

فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران
دانشگاه علامه طباطبائی- پژوهشکده اقتصاد
سال بیست‌وهفتم- شماره ۹۲- پاییز ۱۴۰۱
صاحب امتیاز: دانشگاه علامه طباطبائی
مدیر مسئول: دکتر تیمور محمدی
سردبیر: دکتر علی‌اصغر بانویی
دبیر تخصصی: دکتر عبدالرسول قاسمی
کارشناس: سمیه اقلامی

هیأت تحریریه

کریم اسلاملوئیان	حسین عباسی‌نژاد
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز	استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران
علی‌اصغر بانویی	قهرمان عبدلی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران
محمد بخشوده	عبدالرسول قاسمی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز	دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
جاوید بهرامی	غلامرضا کشاورز حداد
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه صنعتی شریف
اسفندیار جهانگرد	تیمور محمدی
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی
یدا... دادگر	سعید مشیری
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شهید بهشتی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه ساسکاچوان
محسن رنانی	ابوالقاسم مهدوی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه اصفهان	دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه تهران
عباس شاکری	عباس ولدخانی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه سوین برن استرالیا

به موجب قانون مطبوعات، پروانه انتشار نشریه فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران به زبان فارسی و انگلیسی به شماره ۱۲۴/۳۵۴۸ مورخ ۱۳۸۰/۴/۹ از سوی وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی ثبت و صادر شده است.
تمام حقوق برای دانشگاه علامه طباطبائی پژوهشکده اقتصاد محفوظ است.
درج مطالب در این نشریه لزوماً منعکس‌کننده دیدگاه پژوهشکده و دانشگاه نیست. بدیهی است مسئولیت صحّت مطالب هر مقاله برعهده نویسنده است.

این نشریه به استناد نامه مورخ ۱۳۸۸/۱۰/۸ مرکز اطلاع‌رسانی منطقه‌ای علوم و فناوری در پایگاه کتابخانه منطقه‌ای علوم و فناوری به نشانی www.srlst.com و همچنین در پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به نشانی www.sid.ir، بانک اطلاعات نشریات کشور به نشانی www.magiran.com، پرتال جامع علوم انسانی به نشانی www.ensani.ir، پایگاه مجلات تخصصی نور به نشانی www.noormags.ir، سایت www.civilica.com و نیز در سایت نشریات دانشگاه علامه طباطبائی به نشانی ijer.atu.ac.ir نمایه می‌شود.
ارسال مقالات صرفاً از طریق سایت دانشگاه علامه طباطبائی امکان‌پذیر است.
این نشریه دارای ضریب IF از پایگاه استنادی جهان اسلام (ISC) است.
لیتوگرافی، چاپ و صحافی: مرکز چاپ و انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی
ISSN 1726-0728

مشاوران علمی این شماره فصلنامه

- **دکتر یعقوب اندایش**
- **دکتر علی اصغر بانوئی**
- **دکتر حسین توکلیان**
- **دکتر احمد جعفری صمیمی**
- **دکتر سیدمحمدعلی خاتمی فیروزآبادی**
- **دکتر علیرضا شکیبایی**
- **دکتر اسماعیل صفرزاده**
- **دکتر رضا طالبلو**
- **دکتر محمدرضا فقهی‌کاشانی**
- **دکتر تیمور محمدی**
- **دکتر پریسا مهاجری**
- **دکتر محسن مهرآرا**
- **دکتر مهدی یزدانی**

سایر همکاران

ویراستار علمی (فارسی): دکتر تیمور محمدی

ویراستار انگلیسی: دکتر تیمور محمدی

ویراستار ادبی: محبوبه گرایی

صفحه‌آرا: محبوبه گرایی

نشانی: تهران- خیابان شهید بهشتی- نبش احمد قصیر- پژوهشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

کد پستی: ۱۵۱۳۶۱۵۴۱۱

تلفن: ۸۸۷۰۳۲۶۱ و ۲- ۸۸۷۲۵۴۰۰

دورنگار: ۸۸۷۰۳۲۶۳

آدرس وب‌سایت: ijer.atu.ac.ir پست الکترونیکی: ijer@atu.ac.ir

زمینه های تمرکز فصلنامه:

الف- محورهای اصلی

- اقتصاد پولی و بانکی
- اقتصاد مالی
- اقتصاد شهری، منطقه‌ای و حمل و نقل
- اقتصاد توسعه و برنامه ریزی

ب- رویکرد ها

- رویکردهای چند رشته ای و بین رشته‌ای در تحلیل مسائل اقتصادی
- اقتصاد رفتاری و آزمایشگاهی
- اقتصاد سنجی
- داده- ستانده
- مدل های برنامه ریزی، تصمیم گیری، تئوری بازی و مدل های عامل محور
- نهاد گرایی

ضوابط کلی پذیرش مقاله در فصلنامه:

الف- محتوای مقاله

۱. همراستایی با زمینه‌های تمرکز فصلنامه
۲. دارا بودن جنبهٔ علمی و پژوهشی
۳. عدم ارسال و چاپ در سایر نشریات و کنفرانس‌های داخلی و خارجی

ب- چهارچوب نگارش

۱. ارسال مقالهٔ تایپ شده (حداکثر ۳۰ صفحه در قالب فایل word) از طریق سامانه الکترونیکی به نشانی ijer.atu.ac.ir
۲. ارسال چکیده ***فارسی و انگلیسی*** **به همراه واژگان کلیدی و طبقه‌بندی JEL** (حدود ۱۵۰ کلمه)
۳. در صفحات ابتدایی مقاله، عنوان و چکیده انگلیسی و کلمات کلیدی ارایه شود. چکیده انگلیسی ترجمهٔ کامل و صحیح چکیده فارسی باشد. تاریخ‌های مورد اشاره در چکیده انگلیسی باید به میلادی تبدیل شوند. کلمات کلیدی عیناً ترجمه کلمات کلیدی فارسی (به ترتیب ازA تا Z) و حرف اول کلمات با حرف بزرگ باشد.
۴. ارجاع درون‌متنی و منبع‌نویسی براساس روش APA
۵. ترجمه لاتین منابع فارسی، طبق فرمت استاندارد منابع لاتین، در انتهای منابع آورده شود و در ادامه منبع [In Persian] افزوده شود.

۶. نام کامل نویسنده یا نویسندگان در صفحه اول و عنوان علمی یا شغلی و آدرس الکترونیکی به‌صورت پانویس

۷. درج اعداد در جداول و نمودارها به فارسی و در فرمول‌ها به انگلیسی

۸. رعایت استاندارد A4 با لحاظ نمودن حاشیه از بالا، پایین، چپ و راست به ترتیب ۵/۳، ۵/۳، ۴/۵ و ۴/۵ سانتیمتر و فاصله Multiple 0.9 بین خطوط و رعایت اندازه فونت‌ها در قالب جدول زیر:

چهارچوب فونت‌های مورد استفاده در تدوین مقاله

موضوع	اندازه	نوع فونت
عنوان مقاله فارسی	15Bold	B Zar
اسامی نویسندگان فارسی	10نازک	B compset
متن چکیده فارسی	11نازک	B Zar
تیترهای داخل متن	14Bold	B lotus
کلیدواژه	12Bold	B lotus
متن	13نازک	B Zar
سرصفحه	10 Bold	B compset
پانویس فارسی	10 نازک	B Zar
پانویس لاتین	10 نازک	Times NewRoman
عناوین جداول، نمودارها و شکل‌ها	11 نازک	B lotus
منابع فارسی	12 نازک	B Zar
منابع لاتین	11 نازک	Times NewRoman
چکیده‌های انگلیسی		
تیتر Abstract	11Bold	Times NewRoman
عنوان مقاله انگلیسی	14Bold	Times NewRoman
اسامی نویسندگان انگلیسی	12نازک	Times NewRoman
متن چکیده انگلیسی	11نازک	Times NewRoman

۹. برای دریافت نسخه کامل راهنمای نگارش به آدرس زیر مراجعه فرمایید:

http://ijer.atu.ac.ir/Journal /authors.note

فهرست

عنوان صفحه

شناسایی عوامل موثر بر زیان‌های بحران بانکی ۹
سید صالح اکبرموسوی و بهزاد سلمانی

کارایی سیاست پولی در دوران رکود و رونق اقتصادی با استفاده از داده‌های مربوط به اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده ۴۵
هومن کرمی خرم‌آبادی، علیرضا عرفانی و حسین توکلیان

محاسبه آنتروپی پول در فضای تولید و رابطه آن با توسعه بازار سرمایه در اقتصاد ایران (رهیافتی از اقتصاد فیزیک و رگرسیون انتقال ملایم).....۷۷
مصطفی عبداله‌زاده و هاشم زارع

فراتحلیل تاثیر استقلال بانک مرکزی بر تورم ۱۱۳
محمدجواد نوراحمدی، امیر خادم علیزاده و محمدباقر شیرمهنجی

اثر توسعه گردشگری خارجی بر فقر در ایران.....۱۵۳
فاطمه بزازان

ارزیابی میزان توسعه‌یافتگی استان مازندران مبتنی بر زیرساخت اقتصادی با استفاده از مدل تحلیل سلسله مراتبی فازی و سیستم اطلاعات مکانی.....۱۸۱
مرتضی قاسمی

تاثیر نرخ ارز، نااطمینانی نرخ ارز و پاندمی کووید ۱۹ بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر تهران) ۲۱۳
محمدحسین امجدی، علیرضا شکیبایی و سید عبدالمجید جلایی

-- Iranian Journal of Economic Research ------
Volume 27, Issue 92, Fall 2022, 9-43
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2022.63191.1032

ATU PRESS

Original Research Received: 30/08/2021 Accepted: 17/01/2022 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

The Determinants of Banking Crisis Losses

Seyed Saleh Akbar Mousavi — PhD in Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz , Iran

Behzad Salmani * — Professor, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran

Abstract

The main purpose of this study is to identify the determinants of banking crisis losses for 49 sample countries over the period 1980-2019. In this regard, two sub-purposes are pursued. In the first preliminary step, we identify and date episodes of banking crises for 49 countries. The graphical analysis of crises showed that about half of the crises were occurred between 2008-2012 in which the share of high-income countries was higher than other country groups. Then, in the second preliminary step, we used the Hodrick-Prescott filter to extract different trends from countries' GDPs to calculate four alternative measures of real output losses. The investigated output losses showed that Angola and Greece had the highest and lowest losses among the four types of losses, respectively. Finally, to achieve the main purpose, we use the Poisson quasi-maximum likelihood (PPML) method to estimate model. The model was estimated without and with currency crisis variable. Our findings show the occurrence of a currency crisis is effective in intensifying output losses following banking crises. Also, the variables of inflation, bank credit to GDP, credit-to-GDP gap, public debt/GDP, with a positive effect and variables of financial openness, discretionary government spending and central bank assets with a negative impact, are important factors in output losses of banking crisis. Therefore, we recommend that the mentioned variables be considered in banking crisis management.

Keywords: Banking Crisis, Dating Crises, Output Losses, Poisson Pseudo Maximum Likelihood.

JEL Classification: C51, E23, G01, G21.

* Corresponding Author: behsalmani@gmail.com

How to Cite: Akbar Mousavi, S. S., Salmani, B. (2022). The Determinants of Banking Crisis Losses. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (92),* 9 -43.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۷

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۲، پاییز ۱۴۰۱، ۹-۴۳

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2022.63191.1032

شناسایی عوامل موثر بر زیان‌های بحران بانکی

سید صالح اکبرموسوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

بهزاد سلمانی* استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر، شناسایی عوامل موثر بر زیان‌های بحران بانکی برای ۴۹ کشور نمونه مورد مطالعه طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۰ است. در همین راستا، دو هدف فرعی نیز دنبال شده است؛ به طوری که در گام مقدماتی اول، تاریخ بحران‌های بانکی برای ۴۹ کشور تعیین شد. تحلیل‌های نموداری درخصوص تعداد بحران‌ها نشان داد که حدود نیمی از بحران‌های به وقوع پیوسته، طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ بوده که در این بین، سهم کشورهای با درآمد بالا بیشتر از بقیه گروه‌های کشوری است. سپس در گام مقدماتی دوم با استخراج روندهای مختلف توسط فیلتر هودریک-پرسکات برای سری‌زمانی GDP حقیقی کشورها، چهار نوع زیان در تولید محاسبه شد. بررسی زیان در تولید کشورها، نشان داد که دو کشور آنگولا و یونان به ترتیب بیشترین و کمترین مقدار زیان را در بین چهار نوع زیان محاسبه شده به خود اختصاص دادند. در نهایت برای تحقق هدف اصلی مطالعه حاضر، مدل اقتصادی تحقیق با استفاده از روش شبه حداکثر راستنمایی پواسون (PPML) به دو صورت بدون متغیر بحران ارزی و با حضور آن برآورد شد. نتایج نشان داد که وقوع بحران ارزی، باعث تشدید زیان‌های تولید ناشی از بحران بانکی می‌شود. همچنین متغیرهای تورم، نسبت اعتبار بانکی به GDP، شکاف اعتبار به GDP، بدهی بخش عمومی با تاثیر مثبت و متغیرهای درجه باز بودن مالی، مخارج احتیاطی دولت و دارایی‌های بانک مرکزی با تاثیر منفی از عوامل مهم در مقدار زیان‌های تولید بعد از وقوع بحران بانکی هستند. از این رو، جهت مدیریت بحران بانکی، توجه به متغیرهای بیان شده توصیه می‌شود.

واژگان کلیدی: بحران بانکی، تاریخ‌گذاری بحران، زیان در تولید، روش شبه حداکثر راستنمایی پواسون

طبقه‌بندی JEL: C51 ، E23، G01، G21

* نویسنده مسئول: behsalmani@gmail.com

۱. مقدمه

مشکلات اقتصادی مرتبط با بحران‌های مالی، توجه محققین و سازمان‌های بین‌المللی مثل صندوق بین‌المللی پول[1] را به خود جلب کرده است؛ به طوری که حجم زیادی از مطالعات در مورد اندازه‌گیری زیان‌های تولید ناشی از چنین بحران‌هایی است. در ادبیات موضوع، برای بررسی زیان‌هایی که به دنبال وقوع بحران‌ها اتفاق می‌افتد؛ معمولاً از مقدار زیان‌های ایجاد شده در تولید ناخالص داخلی[2] استفاده می‌شود. در همین راستا، دو رویکرد متفاوت وجود دارد؛ در رویکرد اول که به رویکرد متغیر مجازی معروف است؛ اثر متغیر مجازی بحران بر GDP در نظر گرفته می‌شود. در رویکرد دوم از شکاف GDP نسبت به روند بالقوه آن استفاده می‌شود. در ادبیات، رویکرد دوم نسبت به رویکرد اول ترجیح داده شده است (Angkinand, 2008). در این بین، عواملی وجود دارد که می‌تواند بر افزایش یا کاهش زیان‌های به وجود آمده در تولید موثر باشد. این عوامل بسته به اینکه نوع بحران مالی از نوع ارزی، بانکی یا بدهی باشد، متفاوت خواهند بود. این عوامل، خود به دو نوع تقسیم می‌شوند. نوع اول، متغیرهایی هستند که می‌توان با کنترل آن‌ها، بحران ایجاد شده را مدیریت کرده و از این طریق، اثرات مخرب آن را کاهش داد. همچنین ممکن است خود این متغیرها باعث ایجاد بحران شده باشند. به عنوان مثال، درخصوص بحران بانکی، می‌توان به متغیرهای تورم و نسبت اعتبار به GDP اشاره کرد. در این صورت باید توجه ویژه‌ای به این نوع متغیرها داشت. نوع دوم متغیرهایی هستند که به شرایط اقتصاد کلان کشورها بستگی دارند. به عنوان مثال، در خصوص بحران‌های بانکی می‌توان به قوانین مالی، نظام ارزی حاکم بر کشورها، استقلال بانک مرکزی، هدف‌گذاری تورم و... اشاره کرد[3].

حال این پرسش پیش می‌آید که چه عواملی می‌تواند بر مقدار زیان‌های بحران بانکی موثر باشد. برای پاسخ به این سوال، در پژوهش حاضر ابتدا تاریخ بحران‌های بانکی برای ۴۹

1. International Monetary Fund
2. Gross Domestic Product
۳. برای مطالعه بیشتر، به لوییج و همکاران (۲۰۲۱) رجوع کنید.

کشور از چهار گروه مختلف کشورها[۱]، طی دوره زمانی ۲۰۱۹ -۱۹۸۰ ارائه می‌شود[۲]. سپس با توجه به تاریخ‌های بحرانی و محاسبه روندهای مختلف برای سری زمانی GDP حقیقی کشورها در سال بحرانی و سه سال پس از آن، مقدار چهار نوع زیان در تولید ناخالص داخلی کشورها محاسبه می‌شود. در نهایت با برآورد مدل تحقیق به روش شبه حداکثر راستنمایی پواسون[۳]، عوامل موثر بر زیان‌های تولید ناشی از بحران بانکی شناسایی خواهد شد.

پژوهش حاضر در پنج بخش سازمان‌دهی شده است. بعد از مقدمه در بخش دوم، ادبیات موضوع مرور شده است. در این بخش، ابتدا مبانی نظری مربوط به زیان‌های بحران بانکی و دو رویکرد محاسبه زیان‌ها توضیح داده شده و در ادامه، برخی از مطالعات مهم خارجی و داخلی در خصوص زیان بحران‌ها مرور می‌شود. در بخش سوم، روش انجام تحقیق معرفی شده و در بخش بعدی، نتایج تحقیق به همراه تحلیل‌های مربوطه توضیح داده شده است. در بخش پنجم و پایانی نیز به نتایج مهم تحقیق اشاره می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

وقوع بحران‌های بانکی در چند دهه اخیر، همواره مشکلاتی را برای کشورهای گرفتار در بحران به دنبال داشته است. از جمله این مشکلات، می‌توان به هزینه‌های مالی بحران، زیان‌های تولید، افزایش بدهی عمومی و افزایش وام‌های غیرقابل وصول[۴] اشاره کرد (Laeven and Valencia, 2013). بعد از وقوع بحران بانکی، مدیریت صحیح آن بسیار مهم خواهد بود. برای شروع مدیریت بحران بانکی، ابتدا باید تاریخ بحران را به یکی از دو روش مطرح شده در ادبیات موضوع (رویکرد مطالعه رویدادی[۵] و رویکرد شاخص فشار بازار پول[۶]) تعیین کرد. بعد از تاریخ‌گذاری بحران، نوبت به بررسی زیان‌های ناشی از بحران

---

۱. کشورهای با درآمد پایین، کشورهای با درآمد متوسط پایین، کشورهای با درآمد متوسط بالا و کشورهای با درآمد بالا

۲. تاریخ بحران‌های بانکی از طریق محاسبه شاخص فشار بازار پول اصلاح شده به پیروی از جینگ و همکاران (۲۰۱۴) تعیین شده است.

3. Poisson Pseudo Maximum Likelihood

4. Non-performing Loan

۵. چهار مطالعه مهم که در آن‌ها، تاریخ بحران‌های بانکی با استفاده از رویکرد بیان شده تعیین شده‌اند، عبارتند از: کاپریو و کلینگ‌بیل (۱۹۹۶)، دمیرجیک-کانت و دتراجیچ (۱۹۹۸)، رینهارت و روگوف (۲۰۰۹) و لیون و والنسیا (۲۰۰۸).

۶. برای مطالعه بیشتر به ون هاگن و هوو (۲۰۰۷) و جینگ و همکاران (۲۰۱۴) رجوع کنید.

و عوامل موثر بر آن‌ها می‌رسد تا از این طریق بتوان سیاست مناسبی را برای مدیریت آن تهیه کرد. یک سیاست مناسب برای کنترل بحران باید گسترش وحشت مالی[1] را محدود کند، عدم اطمینان را در مورد فضای سرمایه‌گذاری آینده کاهش دهد و هزینه‌های اقتصادی بحران را کمتر کند (Angkinand, 2008). در ادبیات موضوع برای بررسی زیان‌ها و هزینه‌های بحران‌ها، معمولا محاسبه زیان‌های ایجاد شده در تولید ناخالص داخلی مطرح می‌شود.

روش‌های متفاوتی برای برآورد زیان‌های تولید وجود دارد که می‌توان آن‌ها را به دو دسته تقسیم کرد؛ در دسته اول، از یک متغیر مجازی برای بیان تاثیرات بحران‌های ارزی، بانکی و دوقلو[2] بر هزینه‌های تولید در زمان شروع بحران و سال‌های بعد از آن در رگرسیون استفاده می‌شود. به این روش، رویکرد متغیر مجازی می‌گویند[3]. در دسته دوم، از مفهوم شکاف تولید استفاده می‌شود؛ به طوری که کل زیان تولید در هر بحران، براساس انحراف تولید واقعی از روند تولید بالقوه تخمین زده می‌شود. طبق این رویکـرد، بهبود در اقتصاد زمانی حاصل می‌شود که تولید واقعی به روند خود (سطح تولید در صورت عدم بروز بحران) بازگردد[4].

از بررسی ادبیات موضوع و تجزیه و تحلیل داده‌های زیان‌های تولید که در مطالعات مختلف آمده، نتیجه گرفته می‌شود که برآورد هزینه‌های اقتصادی بحران‌ها براساس روش شکاف تولید (رویکرد دوم) ترجیح داده می‌شود. دلیل اصلی این است که هزینه‌های تولید در دوره‌های مختلف بحران به طور قابل توجهی متفاوت است. بنابراین، مهم است که مقدار هزینه تولید برای تک‌تک بحران‌ها محاسبه شود (Angkinand, 2008).

با وجود تلاش‌ها برای کمی‌سازی اثرات حقیقی بحران‌های مالی از منظر زیان‌های تولید، اختلاف نظرهایی در خصوص تکنیک‌های برآورد آن وجود دارد. از این رو، میزان زیان‌های تولید گزارش شده از یک دوره بحرانی یکسان در بین مطالعات مختلف، کاملا متفاوت است. در برآورد زیان‌های بحران با استفاده از روش شکاف تولید (رویکرد دوم)، سوالاتی از قبیل استفاده از سطح یا نرخ رشد GDP حقیقی برای برآورد زیان‌های تولید و نیز نحوه

---

1. Financial Panic
2. Twin Crisis

۳. به عنوان مثال، هاتچیسون و نوی (۲۰۰۲)، از این روش استفاده کردند.

۴. به عنوان مثال، در مطالعات انجام شده توسط بوردو و همکاران (۲۰۰۱)، هاگارس و همکاران (۲۰۰۲) و بوید و همکاران (۲۰۰۵)، از این روش استفاده شده است.

تخمین روند تولید بالقوه مطرح می‌شود. استفاده از نرخ رشد GDP توسط مطالعاتی مانند هاگارس و همکاران[1] (۲۰۰۲) و بوید و همکاران[2] (۲۰۰۵) مورد انتقاد قرار گرفته است. آن‌ها استدلال می‌کنند که نرخ رشد به روند رشد پیش از بحران خود بر می‌گردد، اما سطح GDP حقیقی لزوما به ظرفیت قبل از بحران خود برنمی‌گردد و در نتیجه، زیان کل تولید در هر بحران، کمتر از حد، تخمین زده می‌شود.

استفاده از سطح GDP حقیقی برای برآورد زیان کل تولید نیز بدون مشکل نیست. اگر اقتصاد یک کشور پیش از بحران اقتصادی (مانند آنچه در کشورهای آسیای شرقی و جنوب شرقی، پیش از بحران مالی ۱۹۹۸-۱۹۹۷ آسیا رخ داده بود) رونق اقتصادی را تجربه کند، روند تولید بالقوه برآورد شده براساس سطح تولید قبل از بحران، سطح پایداری از تولید را منعکس نمی‌کند و احتمالا انفجاری خواهد بود. در نتیجه، زیان کل تولید برآورد شده اغراق‌آمیز خواهد بود و ممکن است بهبود اقتصادی هرگز محقق نشود.

مورد دوم ایجاد اختلافات در مقدار تخمینی زیان تولید و همچنین بهبود اقتصادی بعد از بحران در مطالعات موجود به احتمال زیاد به دلیل تفاوت در محاسبه روند تولید بالقوه است. اگر برآورد روند تولید بالقوه کم باشد، مقدار زیان تولید کمتر از حد تخمین زده می‌شود. علاوه بر این، اگر روند برآورد شده زیاد باشد، ممکن است منجر به زیان‌های بسیار زیاد در تولید یا حتی زیان‌های دائمی تولید شود. به عنوان مثال، عدم بازگشت تولید واقعی به روند بالقوه خود. از نظر مفهومی، روند تولید بالقوه باید منعکس‌کننده سطوح تولیدی باشد که در صورت عدم بروز بحران، اتفاق می‌افتاد. در ادبیات موضوع، راهکارهای مختلفی برای محاسبه روند تولید بالقوه پیشنهاد شده است. مانند محاسبه روند تولید بالقوه بر اساس عملکرد گذشته اقتصاد پیش از شروع بحران یا متوسط نرخ رشد اقتصادی در دوره‌های آرام.

برای اندازه‌گیری عملکرد اقتصادی گذشته، مطالعات از سطح تولید ناخالص داخلی قبل از بحران براساس تعداد سال‌های مختلف استفاده می‌کنند. در مطالعاتی که از دوره‌های طولانی استفاده می‌کنند (مانند ۵-۱۰ سال قبل از بحران)، این سوال پیش می‌آید که آیا این دوره‌ها، واقعا دوره‌های آرام هستند؛ زیرا ممکن است هر چند سال یک بار در برخی کشورها بحران رخ دهد. علاوه بر این، مطالعاتی که برای برآورد روند تولید بالقوه از دوره‌های

1. Hoggarth, G., et al.
2. Boyd, J. H., et al.

کوتاه‌مدت (مانند ۳-۵ سال قبل از بحران) GDP حقیقی استفاده می‌کنند، ممکن است به دلیل شرایط ناپایدار اقتصاد قبل از بحران در معرض تورش زیان تولید برآورد شده قرار بگیرند. در ادامه، برخی از مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در حوزه زیان‌های تولیدی که به دنبال وقوع بحران‌های مالی اتفاق می‌افتد، مرور می‌شود.

کاپ و وگا[1] (۲۰۱۴) طی مطالعه‌ای، زیان‌های تولید ناخالص داخلی کشورها را که به دلیل بحران‌های مالی ایجاد شده بود از منظر فراوانی (تعداد حوادث منجر به زیان در هر دوره) و شدت (زیان ایجاد شده در هر بحران) بررسی کردند. برای این منظور، محققین رویکرد توزیع ضرر[2] را برای تخمین تابع چگالی احتمال زیان انباشته GDP چند کشوری و صدک‌های مربوط به حوادث شدید ناشی از بحران‌های مالی اجرا کردند. نتایج نشان داد که زیان‌های تولید ناشی از بحران‌های مالی به شدت ناهمگن هستند؛ به طوری که بحران‌های ارزی، منجر به زیان تولید کمتری نسبت به بحران بدهی و بحران‌های بانکی[3] می‌شود.

دوروکس و دویر[4] (۲۰۱۶)، هزینه‌های تولید مرتبط با ۱۵۰ بحران بانکی را با استفاده از داده‌های بین کشوری برای دوره زمانی بعد از ۱۹۷۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که برای اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، بسیاری از بحران‌های بانکی منجر به انقباض نمی‌شوند و اکثر بحران‌های بانکی منجر به انقباضات بزرگ‌تر نمی‌شوند. سپس محققین با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزین[5]، متغیرهایی را بررسی کردند که به پیش‌بینی تغییرات تولید پس از بحران بانکی کمک می‌کند. نتایج بررسی‌ها حاکی از آن بود که برای اقتصادهای پیشرفته، زیان‌های تولید به طور مثبت با شرایط اقتصادی پیش از بحران، مانند رشد اعتبار ارتباط دارد. برای اقتصادهای کم درآمد نیز عوامل دیگری مانند داشتن بازار سهام و بیمه سپرده در مقدار زیان‌های تولید از اهمیت بیشتری برخوردار هستند.

ویلمز و همکاران[6] (۲۰۱۸) در مطالعه خود، ۲۱ متغیر را به عنوان عوامل تعیین‌کننده شدت بحران بانکی معرفی کردند. محققین از داده‌های بحران بانکی ۴۰ کشور طی دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۱ و روش میانگین‌گیری بیزین و حداقل مربعات معمولی پانل استفاده کردند.

---

1. Kapp, D., & Vega, M.
2. Loss Distribution Approach
۳. هر دو نوع بحران بانکی سیستمیک یا غیرسیستمیک
4. Devereux, J., & Dwyer, G. P.
5. Bayesian Model Averaging
6. Wilms, P., et al.

نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری‌های ثابت و باز بودن مالی بر مقدار زیان‌ها در سطح تولید موثر است. در حالی که سرمایه‌گذاری ثابت، تراز حساب جاری، پشتوانه نقدینگی، سیاست پولی و آزادی مالی بر مقدار زیان‌ها در رشد تولید بعد از وقوع بحران بانکی موثر است.

لوییج و همکاران[1] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای، تاثیر چهارچوب‌های سیاستی بر مقدار هزینه-های بحران بانکی را بررسی کردند. برای این منظور از داده‌های پانل نامتوازنی از ۱۴۶ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۷۰ استفاده شد. نتایج نشان داد که چهارچوب‌های سیاستی برای توضیح هزینه‌های انتظاری بحران‌های بانکی بسیار مهم است؛ به طوری که چهارچوب سیاستی بسیار محدود یا سهل‌انگارانه، احتمالا هزینه‌های انتظاری بحران بانکی را افزایش می‌دهد. در مقابل با ترکیب نظم و انعطاف‌پذیری، امکان محدود کردن هزینه انتظاری بحران‌های بانکی به طور قابل توجهی وجود دارد.

هدف اصلی مطالعه حاضر شناسایی عوامل موثر بر زیان در تولید کشورها به دنبال وقوع بحران بانکی است. بر این اساس، پژوهش حاضر اولین مطالعه در خصوص موضوع زیان‌های بحران بانکی در بین مطالعات داخلی است[2]. تاریخ‌گذاری بحران‌های بانکی برای کشورهای مختلف به عنوان یکی از اهداف فرعی تحقیق به شمار می‌رود. در این پژوهش، آستانه بحران به شکل دقیق مشخص بوده و برای کشورهایی که امکان دسترسی به داده‌های مورد نیاز وجود داشته، شاخص فشار بازار پول محاسبه و بدین ترتیب، سال وقوع بحران بانکی مشخص شده است. این در حالی است که در اکثر مطالعات خارجی با وجود مزیت‌های روش شاخص فشار نسبت به مطالعه رویدادی[3] از این روش برای تاریخ‌گذاری بحران‌ها استفاده نشده است. این موضوع یکی از نوآوری‌های مطالعه حاضر نسبت به مطالعات خارجی مرتبط است. همچنین هدف فرعی دوم، محاسبه چهار نوع زیان در تولید ناخالص داخلی کشورها در سال بحران و سه سال بعد از آن است. محاسبه زیان‌های ناشی از بحران بانکی برای اولین بار در این مطالعه انجام شده و از این حیث نیز پژوهش دارای نوآوری است.

---

1. Levieuge, G., et al.

۲. زیان‌های تولید ناشی از بحران‌های ارزی نیز در دو مطالعه یزدانی و همکاران (۱۳۹۶) و اصلانی‌نیا و همکاران (۱۳۹۹)، مورد بررسی قرار گرفته است. برای مطالعه بیشتر، به منابع اشاره شده رجوع کنید.

۳. برای مطالعه بیشتر به اکبرموسوی و همکاران (۱۴۰۰) رجوع کنید.

در مطالعه لوییج و همکاران (۲۰۲۱) و سایر مطالعات مشابه از کشورهایی که تجربه بحران بانکی نداشته‌اند در کنار سایر کشورها که حداقل یک بحران را تجربه کرده‌اند در تخمین‌ها استفاده شده است. این در حالی است که در مطالعه حاضر، فقط کشورهایی در تخمین‌ها حضور دارند که تجربه بحران بانکی را در دوره مورد مطالعه داشته و مقادیر زیان‌های محاسبه شده برای آن‌ها، مثبت بوده است. این موضوع که نوآوری دیگر مطالعه حاضر نسبت به مطالعات مشابه خارجی به ویژه مطالعه لوییج و همکاران (۲۰۲۱) است، منجر به ارائه نتایج دقیق‌تری می‌شود.

۳. روش پژوهش

هدف اصلی مطالعه حاضر، شناسایی عوامل موثر بر مقدار زیان‌های بحران بانکی برای ۴۹ کشور از کشورهای جهان طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۰ است. بر این اساس در گام مقدماتی اول، بحران بانکی برای کشورهای مورد مطالعه با استفاده از رویکرد شاخص فشار بازار پول تاریخ‌گذاری می‌شود. سپس در گام مقدماتی دوم با استفاده از تاریخ‌های بحرانی به دست آمده، مقدار چهار نوع زیان ناشی از بحران برای سال بحران و سه سال بعد از آن محاسبه می‌شود. در ادامه در گام اصلی تحقیق با در نظر گرفتن هر یک از چهار نوع زیان محاسبه شده و ۱۰ متغیر کنترل، مدل تحقیق برآورد شده و از این طریق، عوامل موثر بر مقدار زیان‌های بحران بانکی شناسایی خواهد شد.

در راستای گام مقدماتی اول تحقیق برای تاریخ‌گذاری بحران بانکی از رویکرد شاخص فشار بازار پول اصلاح شده که برای اولین بار توسط جینگ و همکاران[1] (۲۰۱۴) معرفی شد، استفاده شده است. این شاخص از طریق رابطه‌های (۱) و (۲) محاسبه می‌شود.

$$MMPI_t = \omega_1 \Delta\gamma_t + \omega_2 \Delta r_t \qquad (۱)$$

$$\omega_1 = \frac{\frac{1}{\sigma_{\Delta\gamma}}}{\frac{1}{\sigma_{\Delta\gamma}} + \frac{1}{\sigma_{\Delta r}}} \quad , \quad \omega_2 = \frac{\frac{1}{\sigma_{\Delta r}}}{\frac{1}{\sigma_{\Delta\gamma}} + \frac{1}{\sigma_{\Delta r}}} \qquad (۲)$$

1. Jing, Z., et al.

در رابطه (۱)، $MMPI_t$ شاخص فشار بازار پول اصلاح شده در زمان t، $\Delta\gamma$ تغییر در نسبت کل ذخایر به کل سپرده‌های بانکی، Δr تغییر در نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت، ω_1 و ω_2 به ترتیب وزن‌های $\Delta\gamma$ و Δr و $\sigma_{\Delta\gamma}$ و $\sigma_{\Delta r}$ بیانگر انحراف معیار نمونه‌ای دو متغیر $\Delta\gamma$ و Δr است. به پیروی از مطالعه ون هاگن و هو[1] (۲۰۰۷)، تاریخ شروع بحران بانکی به عنوان سالی در نظر گرفته می‌شود که در آن، شاخص فشار بازار پول دارای دو شرط زیر باشد:

۱- مقدار شاخص بیش از ۹۸/۵ درصد توزیع نمونه‌ای آن (صدک ۹۸/۵) برای کشور تحت بررسی باشد.

۲- مقدار شاخص نسبت به دوره قبل آن، حداقل ۵ درصد افزایش یابد.

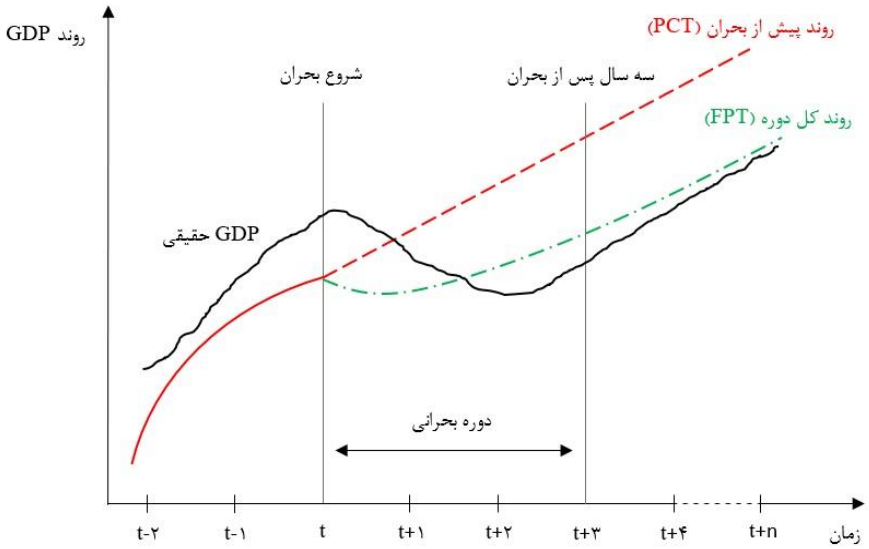
در صورت محقق شدن دو شرط فوق در یک سال، همان سال به عنوان سال وقوع بحران بانکی در نظر گرفته می‌شود.

در گام مقدماتی دوم، زیان‌های بحران بانکی برای کشورهای نمونه تحقیق محاسبه می‌شود. همان طور که در ادبیات موضوع نیز بیان شده، زیان‌های بحران بانکی به صورت زیان در تولید ناخالص داخلی کشورها نشان داده می‌شود. در این قسمت به پیروی از لوییج و همکاران (۲۰۲۱)، چهار نوع زیان که سه مورد از آن‌ها به شکل زیان در GDP با توجه به روند آن و یک مورد به شکل زیان در خود روند GDP است، معرفی می‌شود. بدین منظور نمودار (۱) به عنوان یک مثال فرضی ارائه شده است.

در نمودار (۱)، سری‌زمانی GDP حقیقی برای یک کشور فرضی رسم شده است. سال t به عنوان سال شروع بحران بانکی توسط رویکرد شاخص فشار بازار پول به پیروی از جینگ و همکاران (۲۰۱۴) تاریخ‌گذاری شده است. زیان‌های ناشی از بحران از زمان شروع بحران در سال t تا سه سال بعد از آن (t+۳) به پیروی از لیون و والنسیا[2] (۲۰۲۰) محاسبه می‌شود. بنابراین، حد فاصل دو خط نازک عمودی به عنوان دوره بحرانی شناخته می‌شود.

1. Von Hagen, J., & Ho, T. K.
2. Laeven, L., & Valencia, F.

نمودار ۱. تولید ناخالص داخلی (GDP) و روندهای مختلف آن



ماخذ: لوییج و همکاران (۲۰۲۱)

در نمودار (۱)، خط‌چین قرمز نشان‌دهنده روند GDP پیش از بحران است که با PCT[1] بیان شده است. خط‌چین سبز نیز روند GDP را برای کل دوره (FPT[2]) نشان می‌دهد. برای محاسبه روند پیش از بحران، ابتدا روند GDP از طریق فیلتر هودریک-پرسکات[3] محاسبه می‌شود (روند کل دوره). سپس براساس متوسط نرخ رشد روند در ۵ سال قبل از شروع بحران، روند PCT برای سه سال پس از بحران برون‌یابی می‌شود[4]. در ادامه، چهار نوع زیان در تولید معرفی می‌شود.

اولین مقدار از زیان‌های بحران بانکی که با $\tilde{y}_{i,t}^{5year}$ نشان داده می‌شود، بیانگر شکاف بین GDP حقیقی و روند پیش از بحران است. طبق نمودار (۱)، مقدار این زیان برای کشور i در زمان t، برابر با تفاوت بین خط‌چین قرمز (که یک مقدار برون‌یابی شده خطی از روند

1. Pre-crisis Trend
2. Full Period trend
3. Hodrick-Prescott

۴. روند پیش از بحران، بدون توجه به هرگونه تغییری در روند کلی GDP که ممکن است ناشی از وقوع بحران بانکی باشد به مسیر خود ادامه می‌دهد؛ به طوری که گویی هیچ بحران یا تغییری اتفاق نیفتاده است.

پیش از بحران است) با سری‌زمانی GDP حقیقی در دوره بحرانی است. این زیان به عنوان درصدی از روند پیش از بحران GDP به صورت رابطه (۳) محاسبه می‌شود.

$$\tilde{y}_{i,t}^{5year} = \frac{PCT_{i,t} - GDP_{i,t}}{PCT_{i.t}} \qquad (۳)$$

مقدار زیان دوم ($\tilde{y}_{i,t}^{all}$) همانند زیان قبلی، بیانگر شکاف بین GDP حقیقی و روند پیش از بحران آن است. با این تفاوت که برون‌یابی روند PCT در این روش به پیروی از لیون و والنسیا (۲۰۲۰) براساس متوسط نرخ رشد روند کلی تولید ناخالص داخلی در دوره t–۲۰ تا t–۱ یا بیشترین بازه زمانی ممکن از ابتدا تا یک سال قبل از بحران انجام شده است؛ به طوری که حداقل ۴ داده پیش از بحران را شامل شود[۱].

زیان نوع سوم[۲] که به معنای تفاوت بین روند پیش از بحران و پس از بحران است به پروکسی[۳] برای زیان در تولید ناخالص داخلی بالقوه به شمار می‌رود. طبق نمودار (۱)، زیان در روند GDP که با $\tilde{y}_{i,t}^{trend}$ نشان داده می‌شود به شکاف بین خط‌چین قرمز (روند پیش از بحران) و خط‌چین سبز (روند کل دوره) اشاره می‌کند.

$$\tilde{y}_{i,t}^{trend} = \frac{PCT_{i,t} - FPT_{i,t}}{PCT_{i.t}} \qquad (۴)$$

در نهایت، اگر زیان قابل توجهی برای کشور i در زمان t رخ دهد، تعیین این مورد که آیا این زیان در نتیجه تغییر روند GDP است (که با $\tilde{y}_{i,t}^{trend}$ نشان داده می‌شود) یا انحراف موقت GDP از این روند مورد توجه است. زیان نوع چهارم که با $\tilde{y}_{i,t}^{cycle}$ نشان داده می‌شود، بیانگر اختلاف روند کل دوره از سری‌زمانی GDP حقیقی است که به صورت رابطه (۵) قابل محاسبه است.

---

۱. در صورتی که قبل از بحران بانکی، یک رونقی در فعالیت‌ها و به دنبال آن در GDP ایجاد شود، ممکن است روند برون‌یابی شده پیش از بحران، بیش از حد بیان شود. برای همین منظور، زیان نوع دوم به عنوان جایگزینی برای زیان نوع اول معرفی شده است.

۲. این نوع زیان ممکن است به دلیل وجود اثرات تاخیری (Hysteresis Effects) در بحران‌های بانکی باشد. برای مطالعه بیشتر به فورچری و موروگین (۲۰۱۲) و سرا و ساکسنا (۲۰۱۷) رجوع کنید.

3. Proxy

$$\tilde{y}_{i,t}^{cycle} = \frac{FPT_{i,t} - GDP_{i,t}}{FPT_{i,t}} \quad (۵)$$

در ادامه و در راستای گام اصلی تحقیق، مدل ارائه شده در رابطه (۶) به پیروی از لوییج و همکاران (۲۰۲۱) ارائه می‌شود.

$$y_{i,t}^{k} = exp\left(\beta_0 + \sum_{s=1}^{10} \beta_s X_{s,i,t-1} + \delta_t + \varepsilon_{i,t}\right) \quad (۶)$$

در رابطه (۶)، $y_{i,t}^{k}$ متغیر وابسته مدل بوده و به شکل رابطه (۷) تعریف می‌شود.

$$y_{i,t}^{k} = \begin{cases} \tilde{y}_{i,t}^{k} & \text{وقتی بحران بانکی اتفاق بیفتد} \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases} \quad (۷)$$

هزینه‌های بحران بانکی[۱] زمانی که یک بحران در کشور i در زمان t اتفاق بیفتد برابر $\tilde{y}_{i,t}^{k}$ و در غیر این صورت، برابر صفر خواهد بود. فقط مقادیر صفر و مثبت متغیر وابسته مورد قبول است. به عبارت دیگر، $\tilde{y}_{i,t}^{k} \in R^{+}$ نشان‌دهنده هزینه‌های ناشی از بحران بانکی است. در ادبیات موضوع، این هزینه‌ها براساس زیان‌های تولید محاسبه می‌شوند. بنابراین چهار نوع زیان $k = \{5year, all, trend, cycle\}$ قابل محاسبه خواهد بود[۲]. $X_{s,i,t-1}$ برداری از ۱۰ متغیر کنترلی است که به شکل زیر تعریف می‌شوند.

* GDP سرانه حقیقی (GDP Per Capita): لگاریتم GDP به قیمت ثابت سال پایه ۲۰۱۰ بر حسب دلار، تقسیم بر جمعیت. منبع داده‌های این متغیر، پایگاه داده شاخص‌های توسعه جهانی[۳] بانک جهانی (۲۰۲۱) است.

---

۱. برای مطالعه بیشتر در خصوص نوع هزینه‌ها به لوییج و همکاران (۲۰۲۱) رجوع کنید.

۲. یادآوری این نکته ضروری است که نباید این زیان‌ها را فقط زیان ناشی از بحران بانکی تفسیر کرد، زیرا ممکن است وقوع زیان‌ها تحت تاثیر سایر شوک‌های رخ داده پیرامون بحران باشد. زیان‌ها این موضوع را نشان می‌دهند که پس از بحران بانکی چه اتفاقی برای تولید می‌افتد (Laeven, & Valencia, 2020). همچنین همان طور که در ادبیات موضوع بیان شد، هیچ روشی برای اندازه‌گیری زیان‌های تولید مرتبط با بحران بانکی بدون اشکال نیست.

3. World Development Indicators

* تورم (Inflation): درصد تغییر سالانه در شاخص قیمت مصرف‌کننده. این متغیر با استفاده از رابطه $\frac{\pi}{1+\pi}$ که در آن، π بیانگر تورم است به صورت نرمال در نظر گرفته شده است. منبع داده‌های این متغیر، پایگاه داده شاخص‌های توسعه جهانی بانک جهانی (۲۰۲۱) بوده و محاسبات مربوط به نرمال‌سازی تورم، توسط نویسندگان انجام شده است.

* نسبت اعتبار بانکی به GDP (Bank Credit/GDP): منابع مالی که به شکل پول بانک‌های داخلی برای بخش خصوصی ارائه شده به عنوان درصدی از GDP در نظر گرفته شده است. داده‌های این متغیر از پایگاه داده شاخص‌های توسعه جهانی بانک جهانی (۲۰۲۱) اخذ شده است.

* شکاف اعتبار به GDP (Credit-to-GDP Gap): بیانگر مقدار تفاوت بین اعتبار سالانه به بخش خصوصی با روند بلندمدت آن به شکل درصدی از GDP است. محاسبه روند توسط فیلتر هودریک- پرسکات صورت گرفته است. منبع داده‌های این متغیر، پایگاه داده شاخص‌های توسعه جهانی بانک جهانی (۲۰۲۱) بوده و محاسبات مربوط به روند، توسط نویسندگان انجام شده است.

* بدهی بخش عمومی (Public Debt/GDP): مقدار ناخالص بدهی عمومی دولت به شکل درصدی از GDP است. داده‌های این متغیر از صندوق بین‌المللی پول[1] (۲۰۲۱) اخذ شده است.

* درجه باز بودن مالی (Financial Openness): این متغیر نشان‌دهنده شاخص نرمال شده KAOPEN است. این شاخص برای اولین بار توسط چین و ایتو[2] (۲۰۰۶) ارائه شده و مقدار نرمال شده آن، بین ۰ و ۱ قرار دارد. داده‌های این متغیر از پایگاه داده چین و ایتو (۲۰۲۰) اخذ شده است[3].

* درجه باز بودن تجاری (Trade Openness): مقدار این متغیر برابر با مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات، به شکل درصدی از GDP است. داده‌های این متغیر از پایگاه داده شاخص‌های توسعه جهانی بانک جهانی (۲۰۲۱) جمع‌آوری شده است.

---

1. International Monetary Fund
2. Chinn, M. D., & Ito, H.
۳. برای مطالعه بیشتر و دریافت داده‌های موردنظر به آدرس زیر رجوع کنید:
Chinn, M. D., & Ito, H. (2020), The Chinn-Ito Index, A de jure measure of financial openness, Update 2018, Avaliable: http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm, (Accessed, May 2021).

* بحران ارزی (Currency Crisis): متغیر مجازی بحران ارزی است. در صورتی که بحران ارزی اتفاق بیفتد، عدد ۱ و در غیر این صورت، عدد ۰ را به خود می‌گیرد. تاریخ‌های بحران ارزی از مطالعه لیون و والنسیا (۲۰۲۰) استخراج شده است.

* مخارج احتیاطی دولت (Discret. Gov. Consumption): مخارج مالی دولتی است و شامل آن دسته از مخارجی است که تحت تاثیر GDP قرار نمی‌گیرند. به عبارت دیگر، اثر GDP، رشد GDP، تورم و قیمت نفت از مخارج مالی مرتبط با GDP خنثی شده و اثر سایر عوامل به غیر از موارد فوق در نظر گرفته شده است. مقدار این متغیر به شکل درصدی از GDP بوده و به پیروی از آمبروسیوس[1] (۲۰۱۷) توسط نویسندگان محاسبه شده است[2].

* دارایی‌های بانک مرکزی (CB Assets): بیانگر نسبت دارایی‌های بانک مرکزی به GDP است. دارایی‌های بانک مرکزی به عنوان مطالبات حقیقی بخش غیر مالی داخلی در نظر گرفته شده است[3]. منبع داده‌های این متغیر، پایگاه داده توسعه مالی جهانی[4] بانک جهانی (۲۰۲۱) است.

δ_t نشان‌دهنده اثرات ثابت زمانی است و برای کنترل شوک‌های عمومی متغیر با زمان، مانند بحران مالی جهانی اخیر (سال ۲۰۰۸–۲۰۰۷) معرفی شده و $\varepsilon_{i,t}$، جمله خطای مدل است. در نمودار (۲)، متغیرهای مدل اقتصادی تحقیق در ۵ دسته تقسیم‌بندی شدند.

---

1. Ambrosius, C.

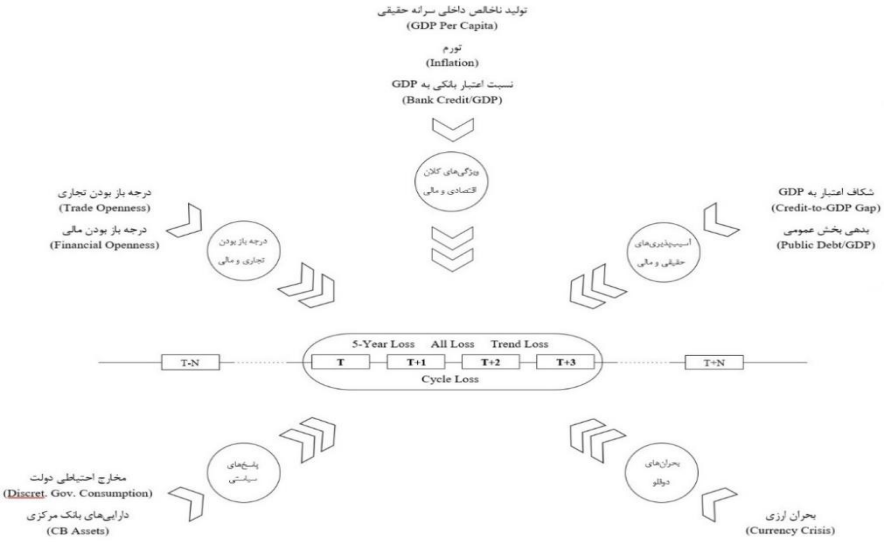
۲. برای آشنایی با نحوه محاسبه این متغیر به آمبروسیوس (۲۰۱۷) رجوع کنید.

۳. برای مطالعه بیشتر و دریافت داده‌های موردنظر به آدرس زیر رجوع کنید:

The World Bank, Global Financial Development, Available: https://datacatalog.worldbank.org/dataset/global-financial-development (Accessed, May 2021).

4. Global Financial Development

نمودار ۲: مدل اقتصادی و دسته‌بندی متغیرهای تحقیق



ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه متغیر وابسته مدل (هر کدام از ۴ نوع زیان در تولید)، فقط مقادیر صفر و مثبت را قبول می‌کند در نتیجه متغیر وابسته مدل، یک متغیر محدود شده[۱] یا سانسور شده[۲] است. بنابراین، نتایج حاصل از برآورد مدل (۶) به روش حداقل مربعات معمولی[۳]، تورش‌دار خواهد بود. با توجه به محدودیت بیان شده، دو راه‌حل استفاده از رگرسیون توبیت[۴] و مدل رگرسیونی پواسون[۵] برای برآورد وجود خواهد داشت. با توجه به اینکه متغیر وابسته مدل به شکل چوله به راست بوده و مقادیر صفر بیشتری دارد؛ بنابراین، رویکرد توبیت ممکن است ناسازگاری و تورش در نتایج تخمین را به دنبال داشته باشد. راه‌حلی که در ادبیات موضوع پیشنهاد شده[۶]، استفاده از مدل پواسون است. تخمین‌زن شبه حداکثر راستنمایی پواسون[۷] به

1. Bounded
2. Censored
3. Ordinary Least Squares

۴. در ادبیات موضوع از مدل توبیت (Tobit) برای تجزیه و تحلیل عمق بحران‌های بانکی استفاده شده است. برای مطالعه بیشتر به بوردو و همکاران (۲۰۰۱) و آنگکیناند (۲۰۰۹) رجوع کنید.

5. Poisson

۶. این رویکرد در حوزه تجارت بین‌الملل برای مقابله با جریان‌های از دست رفته تجارت دوجانبه بین کشورها به کار رفته است. برای مطالعه بیشتر به سانتوس سیلوا و تنریرو (۲۰۰۶) رجوع کنید.

7. Poisson Pseudo Maximum Likelihood

حداقل فرضیات توزیع احتیاج دارد؛ به طوری که حتی اگر، تعداد صفرها در نمونه بسیار زیاد باشد، باز هم رفتار خوبی خواهد داشت (Santos Silva and Tenreyro, 2011). بنابراین، استفاده از روش برآورد PPML مناسب‌تر خواهد بود.

جامعه آماری تحقیق حاضر، تمام کشورهای جهان بوده، اما با توجه به وجود برخی محدودیت‌ها، از تعداد کشورها کاسته شده است؛ به طوری که امکان محاسبه شاخص فشار بازار پول و به دنبال آن تاریخ‌گذاری بحران‌ها، تنها برای ۱۲۳ کشور میسر بود. از این تعداد کشور، ۸۵ کشور مقادیر زیان‌های مثبت را به خود اختصاص دادند. در ادامه با توجه به جمع‌آوری داده‌های ۱۰ متغیر حاضر در مدل (۶) در نهایت تعداد ۴۹ کشور به عنوان نمونه آماری تحقیق انتخاب شدند[1]. این کشورها شامل ۶ کشور از کشورهای با درآمد متوسط پایین، ۸ کشور از کشورهای با درآمد متوسط پایین، ۱۲ کشور از کشورهای با درآمد متوسط بالا و ۲۳ کشور از کشورهای با درآمد بالا است[2]. بیشترین بازه زمانی ممکن، سال‌های ۲۰۱۹ -۱۹۸۰ است. برای محاسبه روند[3] در مواقع مورد نیاز و نیز تخمین مدل تحقیق (رابطه (۶)) از نرم‌افزار Stata 15.1 استفاده شده است.

٤. نتایج پژوهش

در این بخش، نتایج پژوهش ارائه می‌شود. در ابتدا، تاریخ بحران‌های بانکی شناسایی شده برای کشورهای نمونه مورد مطالعه به همراه مجموع زیان در تولید طی سال بحران و سه سال بعد از آن (برای هر چهار نوع زیان) در جدول (۱) آورده شده و سپس تحلیل‌های نموداری در خصوص تعداد بحران‌ها و زیان‌های تولید در گروه‌های مختلف کشوری، جهت مقایسه ارائه شده است. در قسمت دوم این بخش، نتایج برآورد مدل (۶) ارائه شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

---

۱. اسامی کشورها در جدول پیوست آمده است.

۲. گروه‌بندی کشورها توسط بانک جهانی (۲۰۲۱) صورت گرفته است. برای مطالعه بیشتر به آدرس زیر رجوع کنید:
The World Bank, Available: https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups, (Accessed: May 2021).

۳. محاسبه روند از طریق فیلتر هودریک-پرسکات با $\lambda=100$ (با توجه به سالانه بودن داده‌ها) انجام شده است.

٤-١. تاریخ‌های بحران بانکی و مقادیر زیان در تولید

در این قسمت با استفاده از رویکرد شاخص فشار و محاسبه شاخص فشار بازار پول اصلاح شده به پیروی از جینگ و همکاران (۲۰۱۴)، بحران‌های بانکی برای ۴۹ کشور نمونه تحقیق تاریخ‌گذاری شده است[1]. همچنین با استفاده از رویکرد تولید بالقوه و به پیروی از لوییج و همکاران (۲۰۲۱)، روندهای مختلفی برای GDP حقیقی کشورها استخراج شده و از این طریق چهار نوع زیان در تولید برای سال بحران و سه سال بعد از آن (در مجموع)، محاسبه شده است. این نتایج در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱. تاریخ بحران‌های بانکی و زیان‌های تولید

نام کشور	بازه زمانی داده‌های	تاریخ شروع	5Year Loss	All Loss	Trend Loss	Cycle Loss
آفریقای جنوبی[3]	۲۰۱۹-۱۹۸۱	۲۰۰۱				۷/٦٥
آنتیگوا و باربودا[4]	۲۰۱۹-۱۹۸۳	۲۰۰۹	۳٥/٤٤	٤٤/۳۹	۱۷/٥٥	۱۸/۹۸
آنگولا[2]	۲۰۱۹-۱۹۹۷	۲۰۱٦	۳۰/۳٥	٥٤/۷۸	۱۹/٤۹	۱۱/٦۸
اتریش[4]	۲۰۱۷-۱۹۸۱	۲۰۰۸	٤/۳۱	۹/۰۷	٥/٥۱	
اردن[3]	۲۰۱٦-۱۹۸۱	۱۹۹۰	۷/۲٦	۹/٤۲		۱۷/۰٥
ارمنستان[3]	۲۰۱۷-۱۹۹٦	۲۰۰۸	۲۳/٦۸	۱۸/۷٤	۳۰/۳٥	
اسپانیا[4]	۲۰۱۹-۱۹۸۱	۲۰۱۲	۱۹/۸۷	۳٤/۹٤	۲/۷۹	۱۷/۲۰
اسلوونی[4]	۲۰۱۷-۱۹۹۳	۲۰۱۲	۲۰/۲٥	۳۲/٦۷	۳/۲۹	۱۷/۱۰
اوکراین[2]	۲۰۱۹-۱۹۹۳	۲۰۰۸	۱٤/۸٥		۲٥/۸۷	
ایتالیا[4]	۲۰۱۹-۱۹۸۱	۲۰۱۱	۹/۸۷	۲۱/۳۷	۳/۱۹	٦/۷٥
ایران[3]	۲۰۱٦-۲۰۰٤	۲۰۰۸			۱۰/٥٦	
ایسلند[4]	۲۰۱۹-۱۹۸۳	۲۰۰۷			۱۲/۳۳	
بلاروس[3]	۲۰۱۹-۱۹۹٥	۲۰۱۰	۸/۲٤		۲٦/۳۷	
بلژیک[4]	۲۰۱۷-۱۹۹۳	۲۰۱۱	٥/۰۲	۹/٦۳	۲/۷۱	۲/۳۳
بورکینافاسو[1]	۲۰۱۷-۲۰۰۲	۲۰۱٤	۷/٦۱	۸/٤٥	۳/۸۱	۳/۸۳
پرتغال[4]	۲۰۱۷-۱۹۸۱	۲۰۱۰	۱۰/۹٥	۲٦/٥۸	٥/۰۹	٥/۹۹
جمهوری اسلواکی[4]	۲۰۱۷-۲۰۰۱	۲۰۰۹	۹/۸۰	۱۰/۱۷	۱۱/۱٤	
جمهوری چک[4]	۲۰۰۸-۱۹۹٤	۱۹۹۷				٥/٤٦
دانمارک[4]	۲۰۱۹-۱۹۸۱	۲۰۰۸	۸/۷۱	۱٥/٤۱	٤/۹۸	۳/۸۱
دومنیکن[3]	۲۰۱۷-۱۹۹۲	۲۰۰۳	۱۱/٥۱	۱۲/۷۲	۰/۹۱	۱۰/٦۲

۱. برای مطالعه بیشتر در خصوص نحوه تعیین تاریخ بحران‌های بانکی به اکبرموسوی و همکاران (۱۴۰۰) رجوع کنید.

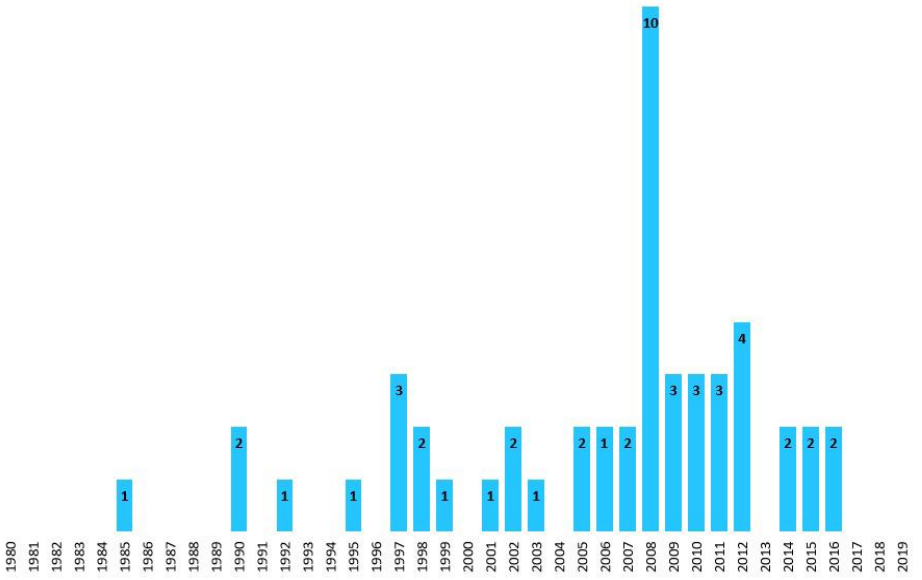
ادامه جدول ۱.

نام کشور	بازه زمانی داده‌های	تاریخ شروع	5Year Loss	All Loss	Trend Loss	Cycle Loss
دموکراتیک کونگو[۱]	۲۰۱۲-۲۰۰۸	۲۰۰۹				۷/۶۳
رواندا[۱]	۲۰۰۵-۱۹۹۷	۱۹۹۹				٤/٥٩
روسیه[۳]	۲۰۱۹-۱۹۹٦	۲۰۰۸	۱۰/۳۱		۱۷/۱۳	
ژاپن[٤]	۲۰۱۷-۱۹۸٦	۱۹۹۰	۰/۹۷	۰/۹۷	۹/۸۸	
سریلانکا[۲]	۲۰۱۸-۲۰۰۲	۲۰۰٥				٤/٥۷
سوئد[٤]	۲۰۱۷-۱۹۸۱	۲۰۰۸	۷/۷٥	٥/٤۰	٥/۷۳	۲/۰٥
فرانسه[٤]	۲۰۱۷-۱۹۸۱	۲۰۱۱	٤/۱۸	۱۱/۱۹	۱/۹٤	۲/۲٦
قبرس[٤]	۲۰۱۹-۱۹۹۸	۲۰۱۲	۳۱/٥۲	٤٤/٥۹	۷/۸۳	۲٤/۲٥
قرقیزستان[۲]	۲۰۱۹-۱۹۹۷	۲۰۱٤	۱/۲٤		۲/۱۸	
کانادا[٤]	۲۰۰۸-۱۹۸۱	۱۹۸٥			۲/٤٦	
کرواسی[٤]	۲۰۱٤-۱۹۹٤	۲۰۰٥			۱۲/۳۰	
کره جنوبی[٤]	۲۰۱۹-۱۹۸۱	۱۹۹۷	۱۷/٥۷	۳۷/۰۹	۱۱/۳٤	٦/٤۳
کلمبیا[۳]	۲۰۱۹-۱۹۸۱	۱۹۹۸	۱۰/٥۰	۱٥/۹٥	٤/۹٦	٥/٦٦
گابن[۳]	۲۰۱۷-۱۹۹۱	۲۰۰٦	٤/۲۰	۱۰/۹۲		۱٥/۳۹
گرجستان[۳]	۲۰۱۹-۲۰۰۲	۲۰۰۸	۱۲/٦۱	۱۲/٦۱	۱٤/۷٥	
لهستان[٤]	۲۰۱۹-۱۹۹۱	۲۰۰۸			۲/۷۱	
ماداگاسکار[۱]	۲۰۰٦-۱۹۹۱	۱۹۹٥				٦/٦۱
مالت[٤]	۲۰۱٤-۲۰۰٦	۲۰۰۸				۳/٦٦
مالزی[۳]	۲۰۱۹-۱۹۸۱	۱۹۹۷	۱۰/٤۳	۱۰/۲٦	۱٦/۰٥	
مقدونیه[۳]	۲۰۱۹-۱۹۹٥	۲۰۱۲	۹/۱۳	۱/۹۹	٥/۰٥	٤/۱۱
موریس[٤]	۲۰۱۹-۱۹۸۱	۲۰۰۲	٦/٤۸	۱٥/۲۳	۳/۳۹	۳/۱۲
موزامبیک[۱]	۲۰۱۹-۱۹۹٥	۲۰۱٦	۱۱/۸۹	۲٤/٤۳	۱۲/۳۲	
مولداوی[۲]	۲۰۱۹-۱۹۹٦	۲۰۱٥	٤/٥۱	۲/۰۱	۲/٥۳	۱/۹۸
وانواتو[۲]	۲۰۱٦-۱۹۸۷	۱۹۹۸			٤/۷۷	
ویتنام[۲]	۲۰۱۸-۲۰۰٤	۲۰۱۰	۱٥/۸۹	۱٥/۸۹	۱۰/٤۷	٥/٥۹
هائیتی[۱]	۲۰۰۸-۱۹۹٦	۲۰۰۲				٤/۱۸
هلند[٤]	۲۰۱۸-۱۹۸۱	۲۰۰۷	۰/۸٦	۸/٥۷	۷/۲٥	
هند[۲]	۲۰۱٦-۱۹۸۱	۱۹۹۲	۱/٤٥	۲/۹۸		۳/۷٥
یونان[٤]	۲۰۱۹-۱۹۸۷	۲۰۱٥	۰/۳۰	۳٤/۲۷		٥/۳۱

۱- کشورهای با درآمد پایین (GNI سرانه ۱۰۳٥ دلار یا کمتر)
۲- کشورهای با درآمد متوسط پایین (GNI سرانه ۱۰۳٦ دلار تا ٤۰٤٥ دلار)
۳- کشورهای با درآمد متوسط بالا (GNI سرانه ٤۰٤٦ دلار تا ۱۲٥۳٥ دلار)
٤- کشورهای با درآمد بالا (GNI سرانه ۱۲٥۳٦ دلار یا بیشتر)
* تقسیم‌بندی کشورها براساس بانک جهانی (۲۰۲۱) هستند.
ماخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، پراکندگی بحران‌های بانکی در بازه زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۰ در نمودار (۳) نشان داده شده است.

نمودار ۳. تعداد بحران‌های بانکی طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۰



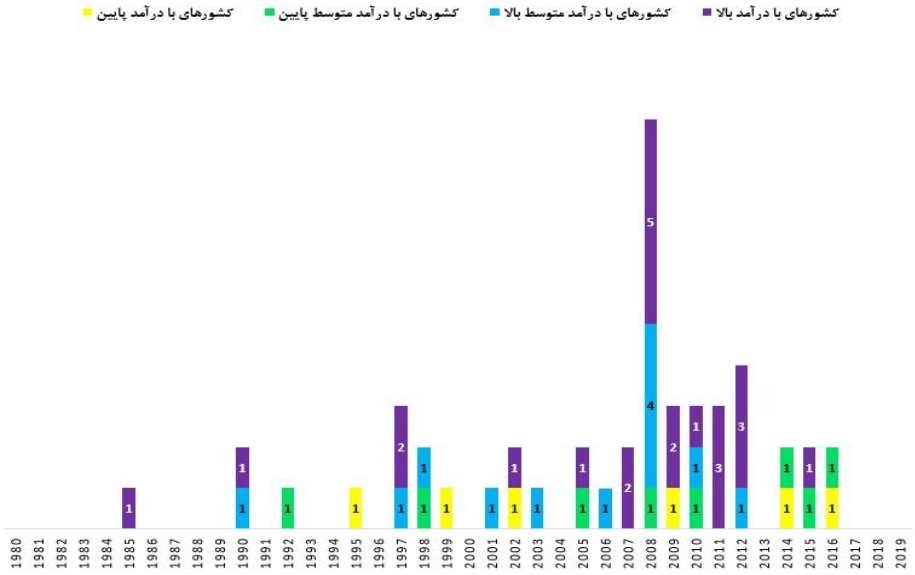
ماخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۳)، سه دوره بحرانی دیده می‌شود. دوره اول مربوط به بحران‌های اواخر دهه ۱۹۹۰ میلادی است که در ادبیات موضوع، به بحران کشورهای جنوب شرق آسیا معروف است. دوره بحرانی دوم، مربوط به بحران بزرگ مالی جهان است که در سال ۲۰۰۷ از بخش مسکن آمریکا شروع شد. این بحران در سال ۲۰۰۸ با سرایت به بخش‌های مالی دیگر و نیز سایر کشورها به ویژه کشورهای با درآمد بالا، منجر به ورشکستگی و نیمه ورشکستگی بانک‌های معتبر دنیا شد و در برخی از کشورها تا سال ۲۰۱۲ ادامه یافت. بر اساس تاریخ‌گذاری انجام شده با روش شاخص فشار بازار پول، تعداد ۱۰ بحران در سال ۲۰۰۸[1] و ۱۳ بحران نیز در سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۹ برای ۴۹ کشور مورد مطالعه شناسایی شده است. به عبارت دیگر، نزدیک ۵۰ درصد از کشورهای مورد مطالعه (۲۳ کشور) در بازه زمانی ۲۰۱۲-

۱. بحران بانکی برای کشور ایران نیز در همین سال اتفاق افتاده است.

۲۰۰۸، گرفتار بحران بانکی بودند. دوره سوم بحـران به سال‌های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۶ مربوط می-شود که تمرکز اصلی بحران‌های این دوره، مربوط به کشورهای با درآمد پایین و با درآمد متوسط پایین است. در نمودار ۴، تعداد بحران‌های بانکی به تفکیک گروه‌های کشوری، طی بازه زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۰ رسم شده است.

نمودار ٤. تعداد بحران‌های بانکی در چهار گروه از کشورها طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۰



ماخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۲)، کشورهایی که بیشترین و کمترین زیان‌ها را در هر چهار نوع آن ثبت کرده‌اند به همراه مقدار زیان‌های آن‌ها آمده است. در این بین، کشور آنگولا با زیان ۵۴/۷۸ درصدی از GDP، بیشترین مقدار را در بین زیان‌ها به خود اختصاص داده و کشور یونان نیز با زیان ۰/۳۰ درصدی از GDP، کمترین زیان را داشته است.

جدول ۲. بیشترین و کمترین مقدار زیان‌ها

مقدار زیان	Loss 5-Year	All Loss	Loss Trend	Loss Cycle
بیشترین	آنتیگوا و باربودا (۳۵/٤٤)	آنگولا (٥٤/۷۸)	ارمنستان (۳۰/۳٥)	قبرس (۲٤/۲٥)
کمترین	یونان (۰/۳۰)	ژاپن (۰/۹۷)	دومنیکن (۰/۹۱)	مولداوی (۱/۹۸)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۲. نتایج برآورد مدل

در این قسمت، ابتدا با توجه به چهار نوع زیان محاسبه شده برای سال بحرانی و سه سال بعد از آن و رابطه (۷)، چهار متغیر وابسته مختلف ساخته شده است. سپس مدل پژوهش (رابطه (۶)) با استفاده از روش شبه حداکثر راستنمایی پواسون برآورد می‌شود. با توجه به اینکه محاسبه هر چهار نوع زیان در تولید برای ۴۹ کشور مورد مطالعه امکان‌پذیر نبوده است؛ از این رو، در هر یک از تخمین‌ها، کشورهایی حضور دارند که امکان محاسبه زیان مربوط به آن تخمین و به دنبال آن، تشکیل متغیر وابسته مرتبط با آن، وجود داشته است. همچنین با توجه به اینکه متغیر بحران ارزی برای تعداد کشورهای کمتری در دسترس است؛ بنابراین، نتایج برآوردها یک بار بدون در نظر گرفتن متغیر بحران ارزی و بار دیگر با در نظر گرفتن آن به ترتیب در جدول‌های (۳) و (۴) ارائه شده است.

طبق نتایج جدول (۳)، زمانی که متغیر وابسته مدل 5-Year Loss است، متغیر تورم دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر زیان تولید و افزایش هزینه‌های بحران بانکی دارد. تورم نقش دوگانه‌ای در موضوع بحران بانکی دارد؛ به طوری که هم به عنوان یک شاخص پیشرو[1] بحران عمل کرده و وقوع بحران بانکی را از قبل هشدار می‌دهد و هم به عنوان یک نتیجه[2] ناشی از بحران تلقی می‌شود. به عبارت دیگر، در یک کشوری ممکن است در دوره پیش از بحران که عموما ۱۲ تا ۲۴ ماه قبل از وقوع بحران است، تورم بالایی ایجاد شود که این موضوع به منزله ارسال هشدار زودهنگام وقوع بحران بانکی است. همچنین این امکان وجود دارد که طی چند سال بعد از بحران، تورم افزایش یابد که در این صورت به عنوان یک نتیجه یا عواقب ناشی از وقوع بحران به شمار می‌رود.

دومین متغیر معنی‌دار، متغیر بدهی بخش عمومی است. مقدار برآورد شده این ضریب برابر ۱/۰۰۸۴ بوده و در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. با توجه به علامت متغیر بیان شده که مثبت و مطابق انتظار است؛ هر چه بدهی بخش عمومی افزایش یابد، میزان زیان در تولید کشورها نیز بیشتر خواهد شد. افزایش در بدهی‌های عمومی دولت‌ها ممکن است به دنبال سیاست‌هایی که برای کنترل و مدیریت بحران اتخاذ می‌کنند، اتفاق بیفتد. به عبارت دیگر، سیاست‌های مدیریت بحران ممکن است در ظاهر بتواند مشکلات به وجود آمده را کاهش

1. Leading Indicators
2. Outcome

دهد، اما خود منجر به بروز مشکلات جدیدی می‌شود. به عنوان مثال، در بحران جهانی سال ۲۰۰۸-۲۰۰۷ با اینکه سیاست‌های به‌کار رفته توانست تاثیر واقعی بحران را کاهش دهد، اما میزان بدهی‌های عمومی و بدهی‌هایی را که ممکن بود، دولت‌ها با آن مواجه شوند، افزایش داد که این موضوع نگرانی‌هایی را درخصوص ثبات مالی در برخی از کشورها ایجاد کرد (Laeven and Valencia, 2010).

جدول ۳. نتایج برآورد مدل (بدون متغیر بحران ارزی)

متغیرها	5-Year Loss	All Loss	Trend Loss	Cycle Loss
Constant	−۰/۰۰٤٦***	−۰/۰۰٤۳***	−۰/۰۰۹۲***	−۰/۰۰۳۲***
	(۰/۰۰۱۷)	(۰/۰۰۱۷)	(۰/۰۰۳۲)	(۰/۰۰۰۹)
GDP per capita	−۰/۹۹۹۹	−۰/۹۹۹۹***	۱/۰۰۰۰	−۰/۹۹۹۹**
	(۰/۰۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۰۲)	(۰/۰۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۰۱)
Inflation	۱/۰۷۰٥***	۱/۰۹٦۹***	۱/۰٥۷۲***	−۰/۹۹۹۰
	(۰/۰۱۸۱)	(۰/۰۱۷۸)	(۰/۰۱۸۲)	(۰/۰۰۲۷)
Bank credit/ GDP	۱/۰۰۳۷	۱/۰۰٤۹*	۱/۰۰۲٥	۱/۰۰۳۳
	(۰/۰۰۲٦)	(۰/۰۰۲۸)	(۰/۰۰۲٤)	(۰/۰۰۲٥)
Credit-to-GDP gap	۱/۰۱٦۸	۱/۰۰۲۹	۱/۰۰٥۲	۱/۰۲٦٦**
	(۰/۰۱۲۰)	(۰/۰۱٦٦)	(۰/۰۱۰۲)	(۰/۰۱۲۲)
Public debt/ GDP	۱/۰۰۸٤***	۱/۰۱٦۳***	−۰/۹۹٥۱	۱/۰۱۰۷***
	(۰/۰۰۳٥)	(۰/۰۰۳٤)	(۰/۰۰۳۸)	(۰/۰۰۳٥)
Financial openness	−۰/٤٦٥۳*	−۰/٤۲۰٥**	−۰/٥۸۸۰	−۰/۲۷۷۸***
	(۰/۲۱۳۷)	(۰/۱۹٦۷)	(۰/۲۷٤۰)	(۰/۱۰۳۹)
Trade openness	۱/۰۰٦۰***	۱/۰۰٤٤*	۱/۰۰۳۰	۱/۰۰٤۱***
	(۰/۰۰۲٤)	(۰/۰۰۲٦)	(۰/۰۰۲۸)	(۰/۰۰۱۷)
Discret. gov. consumption	−۰/۹٥۷٦*	−۰/۹٤۷۷**	−۰/۹۷۰۳	−۰/۹٤۷۱*
	(۰/۰۲٥۷)	(۰/۰۲۲٦)	(۰/۰۲۳۰)	(۰/۰۳۰۸)
CB assets	−۰/۹٤٥۸**	−۰/۹۱٥٦***	−۰/۹۸٦٥	−۰/۹۸۲۱
	(۰/۰۲۳۲)	(۰/۰۲۲۰)	(۰/۰۲٤۳)	(۰/۰۱۸۹)
تعداد کشورها	٤۲	٤۰	۳۷	٤٤
(ارزش احتمال) آماره والد	٤۹/۳٥	۸۷/۹۱	۳۷/٤۹	۳٥/۸۰
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
لگاریتم شبه راستنمایی	−۲۳/۸٥٥۲	−۲۸/٤۹۰۰	−۱٥/۹۲۲۹	−۱۷/٤۷۷۳
Pseudo R^2	۰/۱۲۰۷	۰/۱۳۹۱	۰/۱۱٥٤	۰/۰۸٥۹

*، ** و *** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱۰، ٥ و ۱ درصد

– اعداد داخل پرانتز، نشان‌دهنده انحراف‌معیار نیرومند برای هر ضریب است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

متغیر درجه باز بودن مالی، سومین متغیر معنی‌دار مدل اول است[۱]. در مطالعه حاضر، از شاخص KAOPEN برای نشان دادن درجه باز بودن مالی کشورها استفاده شده است. مقدار نرمال شده این متغیر، بین ۰ و ۱ است. هرچه درجه باز بودن مالی به ۱ نزدیک‌تر باشد، میزان زیان در تولید ناشی از بحران بانکی کمتر خواهد شد. با توجه به علامت منفی و مطابق انتظار متغیر بیان شده با افزایش این متغیر، مقدار زیان در تولید ناشی از بحران بانکی کمتر خواهد شد. طبیعتا کشورهای با درآمد بالا و پیشرفته، درجه باز بودن مالی بالاتری نسبت به کشورهای کم درآمدتر دارند. بنابراین، مقدار زیان در تولید این کشورها، از طریق این کانال اثرگذاری، کمتر خواهد بود.

متغیر معنی‌دار بعدی، متغیر مخارج احتیاطی دولت است. این متغیر نشان‌دهنده بهبود اقتصادی پس از بحران است و به نوعی یک سیاست مالی تلقی می‌شود که توسط دولت قابل اجرا است. با افزایش در این وجوه احتیاطی، می‌توان بحران را مدیریت کرده و زیان تولید و هزینه‌های ناشی از بحران را کاهش داد.

متغیر معنی‌دار آخر در مدل اول (زمانی که متغیر وابسته مدل، 5-Year Loss است) دارایی‌های بانک مرکزی بوده که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. با توجه به اینکه این متغیر، علامت مورد انتظار را دارا است؛ بنابراین، هر چه مقدار این متغیر بیشتر باشد، زیان در تولید ناشی از بحران کمتر خواهد بود. این متغیر همانند متغیر مخارج احتیاطی دولت، نشان‌دهنده بهبود اقتصادی پس از بحران است؛ به طوری که افزایش در دارایی‌های بانک مرکزی کشورها بعد از وقوع بحران بانکی، یک سیاست پولی در جهت بهبود شرایط اقتصادی و کاستن از اثرات مخرب در تولید کشورها است که به واسطه وقوع بحران بانکی اتفاق افتاده است.

در پایان به عنوان جمع‌بندی درخصوص نتایج مدل با متغیر وابسته 5-Year Loss، می‌توان گفت متغیرهای تورم، بدهی بخش عمومی، اثر مثبت و متغیرهای درجه باز بودن مالی، مخارج احتیاطی دولت و دارایی‌های بانک مرکزی، اثر منفی بر زیان در تولید ناشی از بحران بانکی دارند. متغیر درجه باز بودن تجاری با اینکه در سطح ۱ درصد معنی‌دار است، اما علامت مورد انتظار را ندارد. همچنین با توجه به مقدار آماره والد و ارزش احتمال آن که در پایین جدول (۳) برای هر مدل ارائه شده، خوبی برازش مدل برآورد شده تایید می‌شود.

---

۱. برای مطالعه بیشتر در خصوص تاثیر جریان‌های تجاری بر بحران‌های مالی به یزدانی و اسماعیلی (۱۳۹۶) رجوع کنید.

مقدار شبه R^2 مدل نیز برابر ۰/۱۲۰۷ است که برای چنین مدلی‌هایی (رگرسیون شبه حداکثر راستنمایی پواسون) مقدار قابل قبولی به شمار می‌رود.

زمانی که متغیر وابسته مدل، All Loss است، علاوه بر متغیرهای تورم، بدهی بخش عمومی، درجه باز بودن مالی، مخارج احتیاطی دولت و دارایی‌های بانک مرکزی، متغیر نسبت اعتبار بانکی به GDP نیز در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. این متغیر به عنوان پروکسی از اندازه بخش بانکی کشورها و سطح توسعه مالی آن‌ها در مدل لحاظ شده است. بنابراین، هر چه بخش بانکداری کشورها بزرگ‌تر و به دنبال آن سطح توسعه مالی آن‌ها بالاتر باشد، زمانی که یک بحران بانکی در آن‌ها اتفاق بیفتد، زیان در تولید ناشی از بحران نیز بیشتر خواهد بود.

متغیر GDP سرانه که نشان‌دهنده سطح اقتصادی کشورها است با وجود معنی‌داری در سطح ۱ درصد، دارای علامت مورد انتظار نیست. همانند مدل قبل، نتایج آزمون والد و ارزش احتمال آن، معنی‌داری کلی مدل را تایید می‌کند. در برآورد سوم که در آن، متغیر وابسته مدل Trend Loss است، متغیر تورم مثبت و معنی‌دار است. تغییر در مقدار این متغیر، می‌تواند روند حرکتی GDP پس از بحران کشورها را به روند پیش از بحران، نزدیک‌تر کند.

در هر سه برآوردی که نتایج آن در بالا مرور شد، نوع زیان‌ها به شکل زیان در GDP با توجه به روند آن بود؛ به طوری که در دو برآورد اول (مدل با متغیر وابسته‌های 5-Year Loss و All Loss)، شکاف بین روند پیش از بحران با سری زمانی GDP حقیقی کشورها، مبنای محاسبه زیان در تولید قرار گرفت. در برآورد سوم نیز شکاف بین روند پیش از بحران با روند کل دوره به عنوان زیان در تولید تلقی شد. در برآورد چهارم جدول (۳)، متغیر وابسته مدل بیانگر زیان در خود روند GDP است؛ به طوری که شکاف بین روند کل دوره و GDP حقیقی کشورها، نشان‌دهنده زیان در تولید ناشی از بحران بانکی است. در مدل چهارم با متغیر وابسته Cycle Loss، متغیر شکاف اعتبار به GDP و بدهی بخش عمومی اثر مثبت و متغیر درجه باز بودن مالی و مخارج احتیاطی دولت، اثر منفی بر زیان در تولید ناشی از بحران بانکی داشتند.

در ادبیات موضوع از متغیر شکاف اعتبار به GDP به عنوان شاخصی برای شکنندگی سیستم بانکی و نشان دادن اعتبار بیش از حد که علت اصلی حباب‌های قیمت دارایی و

وام‌های غیرقابل وصول بانکی است، استفاده می‌شود. این متغیر نیز همانند تورم، هم به عنوان یک شاخص هشداردهنده زودهنگام بحران و هم به عنوان یک عامل تاثیرگذار در مقدار زیان در تولید کشورها، پس از وقوع بحران بانکی است. افزایش این متغیر، بیانگر افزایش در زیان تولید خواهد بود.

در ادامه نتایج تخمین هر چهار مدل با در نظر گرفتن متغیر بحران ارزی در جدول (۴) ارائه شده است. در تخمین‌های جدول (۴) از کشورهایی استفاده شده که در طول دوره تحت بررسی، بحران ارزی را نیز تجربه کردند. حتی در این تخمین‌ها، کشورهایی حضور دارند که بحران دوقلو بانکی و ارزی داشتند[۱].

طبق نتایج جدول (۴)، علاوه بر متغیرهای معنی‌دار برآورد قبلی (جدول (۳))، متغیر بحران ارزی نیز در دو مدل با متغیر وابسته 5-Year Loss و Cycle Loss معنی‌دار بوده است. بنابراین، زمانی که کشورها در چند سال قبل یا بعد از بحران بانکی، گرفتار بحران ارزی می‌شوند و یا حتی بحران دوقلو بانکی و ارزی را همزمان تجربه می‌کنند، مقدار زیان در تولید آن‌ها افزایش خواهد یافت. در ادبیات موضوع از این متغیر نیز همانند متغیرهای تورم و شکاف اعتبار به GDP به عنوان شاخص هشداردهنده بحران بانکی یاد شده است[۲].

مقدار آماره والد و ارزش احتمال آن در همه مدل‌های جدول (۴)، خوبی برازش آن‌ها را تایید می‌کند. همچنین مقدار شبه R^2 مدل‌های مورد اشاره نیز در سطح قابل قبولی است. تخمین مدل تحقیق برای زمانی که کشورهای یکسانی در هر یک از چهار مدل حضور دارند نیز انجام شد. نتایج این برآوردها، بسیار شبیه به نتایج قبلی بوده که این موضوع نشان‌دهنده استحکام مناسب مدل است.

---

۱. بر اساس مطالعه لیون و والنسیا (۲۰۲۰)، وقوع یک بحران بانکی در سال t به همراه وقوع یک بحران ارزی در دوره زمانی [t-۱,t+۱] به عنوان یک بحران دوقلو بانکی و ارزی تعریف شده است. بر این اساس در تخمین‌های جدول ۴، کشورهای آنگولا، ایسلند، دومنیکن، کره جنوبی، مالزی و موزامبیک بحران دوقلو بانکی و ارزی را تجربه کردند.

۲. برای مطالعه بیشتر به دمیرجیک-کانت و دتراجیچ (۱۹۹۸)، کامینسکی، لیزوندو و رینهارت (۱۹۹۸) دیویس و کریم (۲۰۰۸)، آدینا لونلا (۲۰۱۴) کین ولیو (۲۰۱۴)، کاگیانو و همکاران (۲۰۱۴)، کاندلون و همکاران (۲۰۱۴) و لانگ و اشمیت (۲۰۱۶) رجوع کنید.

جدول ٤. نتایج برآورد مدل (با متغیر بحران ارزی)

متغیرها	5-Year Loss	All Loss	Trend Loss	Cycle Loss
Constant	−۰/۰۰٤٤*** (۰/۰۰۲۱)	−۰/۰۰٦٤*** (۰/۰۰۳۲)	−۰/۰۲۵۱*** (۰/۰۱۰٦)	−۰/۰۰۵٤*** (۰/۰۰۲۷)
GDP per capita	−۰/۹۹۹۹ (۰/۰۰۰۰۱)	−۰/۹۹۹۹*** (۰/۰۰۰۰۲)	۱/۰۰۰۰ (۰/۰۰۰۰۱)	−۰/۹۹۹۹ (۰/۰۰۰۰۲)
Inflation	۱/۰۹٦۹*** (۰/۰۱۷۷)	۱/۱۰۰۹*** (۰/۰۲٤٦)	۱/۱۱۹٤*** (۰/۰۳۵۱)	۱/۰۰۰۳ (۰/۰۰۳۵)
Bank credit/ GDP	۱/۰۱۲۷** (۰/۰۰۵۹)	۱/۰۱۹٤*** (۰/۰۰۷۵)	۱/۰۰۸۳ (۰/۰۰۵۸)	−۰/۹۹٦۹ (۰/۰۰۷۲)
Credit-to-GDP gap	−۰/۹۷۷۵ (۰/۰۱۸۱)	−۰/۹٤۸۲*** (۰/۰۱۷۸)	۱/۰۳۷۹** (۰/۰۲۰۲)	−۰/۹۸۱٦ (۰/۰۲۰۸)
Public debt/ GDP	۱/۰۰۵۰ (۰/۰۰۵۹)	۱/۰۱۲٦** (۰/۰۰۵٦)	−۰/۹۸۵٦ (۰/۰۰۹۹)	−۰/۹۹۸۷ (۰/۰۰۵۳)
Financial openness	−۰/۱۱۵۰*** (۰/۰۸۰٤)	−۰/۰۲۱۲*** (۰/۰۱۷۳)	−۰/۱۱۹٦*** (۰/۰۷۰۷)	−۰/۰٤۹۹*** (۰/۰٤۳۲)
Trade openness	۱/۰۰٤۹ (۰/۰۰۳۷)	۱/۰۰۳٤ (۰/۰۰٤۷)	۱/۰۰۱۷ (۰/۰۰۳۵)	۱/۰۰۹۲* (۰/۰۰۵۷)
Currency Crisis	۱/۹۸۱۳* (۰/۸۳۲۲)	۲/۱۲۵۰ (۱/۰۹٦٤)	−۰/۵۹۳٤ (۰/۲٤۲۰)	۲/٤۳۹۵** (۱/۱۷۳۷)
Discret. gov. consumption	−۰/۹۳۹۵*** (۰/۰۲۳۸)	−۰/۹۱٦۳*** (۰/۰۲۰۵)	−۰/۹۵۸۷ (۰/۰۲٦۷)	−۰/۹۱۹٦** (۰/۰۳٤۹)
CB assets	−۰/۹۹۸۳ (۰/۰۲۷٤)	−۰/۹۳٦٤* (۰/۰۳٦۵)	−۰/۹۷٦۱ (۰/۰۳٤۳)	۱/۰۹٦۷*** (۰/۰۳۷۷)
تعداد کشورها	۱۸	۱٦	۱۲	۱۷
(ارزش احتمال) آماره والد	۷۰/۳۲ (۰/۰۰۰۰)	۵۵/۸۰ (۰/۰۰۰۰)	۵۲/۲٦ (۰/۰۰۰۰)	۵۱/۰۵ (۰/۰۰۰۰)
لگاریتم شبه راستنمایی	−۸/۹۵۲۳	−۸/۷۸۷۰	−۵/٦٦۸٦	−٦/۷۹٤۱
Pseudo R^2	۰/۱۹۵۹	۰/۲۵۰۸	۰/۱۸٤٦	۰/۱۳۵۱

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

– اعداد داخل پرانتز، نشان‌دهنده انحراف‌معیار هر ضریب است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج مطالعه حاضر در خصوص متغیر تورم با آنگکیناند[1] (۲۰۰۹)، کینی و همکاران[2] (۲۰۲۱) و لوییج و همکاران[3] (۲۰۲۱) سازگار است. نتیجه متغیر نسبت اعتبار بانکی به GDP

1. Angkinand, A. P.
2. Kenny, S., et al.
3. Levieuge, G., et al.

در این تحقیق با آنگکیناند (۲۰۰۹) و لوییج و همکاران (۲۰۲۱) سازگار است. نتیجه حاصل برای متغیر شکاف اعتبار به GDP در تخمین‌های این مطالعه با نتایج مطالعات فورچری و زجینیکا[1] (۲۰۱۲) و لوییج و همکاران (۲۰۲۱) سازگار است.

نتایج به دست آمده برای متغیر بدهی بخش عمومی مطابق با مطالعات دوروکس و دویر[2] (۲۰۱۶)، لیون و والنسیا[3] (۲۰۲۰) و لوییج و همکاران (۲۰۲۱) است. نتیجه این تحقیق در خصوص متغیر درجه باز بودن مالی با مطالعات دوروکس و دویر (۲۰۱۶)، ویلمز و همکاران[4] (۲۰۱۸) و لوییج و همکاران (۲۰۲۱) سازگار است.

نتایج مطالعات آنگکیناند (۲۰۰۹)، دوروکس و دویر (۲۰۱۶)، آمبروسیوس[5] (۲۰۱۷) و لوییج و همکاران (۲۰۲۱) در خصوص متغیر بحران ارزی با نتایج مطالعه حاضر مطابقت دارد.

نتیجه متغیر مخارج احتیاطی دولت، مطابق با مطالعات فورچری و زجینیکا (۲۰۱۲) و لوییج و همکاران (۲۰۲۱) است و نتایج به دست آمده برای متغیر دارایی‌های بانک مرکزی با مطالعه لوییج و همکاران (۲۰۲۱) هم‌خوانی دارد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بحران‌های بانکی که در سال‌های اخیر اتفاق افتاده، همواره هزینه‌های زیادی را بر اقتصاد کشورها تحمیل کرده و منجر به بروز مشکلات اقتصادی در زمینه‌های مختلف شده است. برای برون‌رفت از شرایط بد اقتصادی که در اثر وقوع بحران به وجود می‌آید، نیاز است تا مشکلات به درستی شناسایی شده و سیاست‌های مناسبی برای مقابله با آن اتخاذ شود. یکی از این مشکلات، زیان‌های ایجاد شده در تولید کشورها است. با محاسبه مقدار زیان‌های ایجاد شده در تولید ناخالص داخلی کشورها از یک سو و شناسایی عواملی که می‌توانند در کنترل یا کاهش اثرات مخرب بحران بانکی موثر باشد از سوی دیگر، می‌توان بحران ایجاد شده را مدیریت کرد.

بر این اساس در مطالعه حاضر، ابتدا رویدادهای بحران بانکی برای ۴۹ کشور از طریق محاسبه شاخص فشار بازار پول، طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۰ تاریخ‌گذاری شد. در ادامه با

1. Furceri, D., & Zdzienicka, A.
2. Devereux, J., & Dwyer, G. P.
3. Laeven, L., & Valencia, F.
4. Wilms, P., et al.
5. Ambrosius, C.

توجه به محدودیت تحقیق[1]، چهار نوع زیان در تولید ناخالص داخلی کشورها محاسبه شد. این زیان‌ها به شکل زیان در GDP با توجه به روند آن و زیان در خود روند GDP بوده است. زیان‌های اشاره شده برای سال وقوع بحران بانکی و سه سال بعد از آن محاسبه شد.

نتایج تحلیل‌های نموداری درخصوص تعداد بحران‌های بانکی به وقوع پیوسته در بازه زمانی فوق نشان داد که سال ۲۰۰۸ (همزمان با وقوع بحران مالی بزرگ در دنیا) تعداد ۱۰ کشور از ۴۹ کشور، گرفتار بحران بانکی شده بودند. ۱۳ بحران بانکی نیز در چهار سال بعد از سال ۲۰۰۸ اتفاق افتاده است. اکثر این بحران‌ها در کشورهای با درآمد بالا اتفاق افتاده است. همچنین بررسی زیان‌های محاسبه شده، نشان داد که کشورهای آنگولا و یونان به ترتیب بیشترین و کمترین مقدار زیان در تولید را در بین چهار نوع زیان به خود اختصاص دادند.

در راستای هدف اصلی تحقیق مبنی بر شناسایی عوامل موثر بر زیان تولیدی کشورها، چهار مدل مختلف براساس چهار نوع زیان محاسبه شده، برآورد شد. این برآوردها، یک بار بدون در نظر گرفتن متغیر بحران ارزی و بار دیگر با در نظر گرفتن آن انجام شد. نتایج نشان داد زمانی که وقوع بحران ارزی نادیده گرفته شود، متغیرهای تورم، نسبت اعتبار بانکی به GDP، شکاف اعتبار به GDP، بدهی بخش عمومی اثر مثبت و متغیرهای درجه باز بودن مالی، مخارج احتیاطی دولت و دارایی‌های بانک مرکزی، اثر منفی بر زیان‌های تولید دارند. همچنین زمانی که کشورها علاوه بر بحران بانکی، بحران ارزی یا حتی بحران دوقلو بانکی و ارزی را تجربه می‌کنند، مقدار زیان در تولید آن‌ها افزایش خواهد یافت. در نتیجه متغیر بحران ارزی به عنوان یک عامل مهم در مقدار زیان‌های تولید ناشی از بحران بانکی، شناسایی شد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

---

۱. مقدار زیان‌های محاسبه شده در تولید کشورها باید صفر یا مثبت باشد.

ORCID

Seyed Saleh Akbar Mousavi http://orcid.org/0000-0001-6935-6054
Behzad Salmani http://orcid.org/0000-0002-7117-1201

منابع

اکبرموسوی، سیدصالح، سلمانی، بهزاد، حقیقت، جعفر و اصغرپور، حسین (۱۴۰۰). تاریخ‌گذاری بحران‌های بانکی در کشورهای با درآمد متوسط، *نظریه های کاربردی اقتصاد*، (۱)۸، ۱۴۴-۱۱۵.

مهین اصلانی نیا، نسیم، سلمانی، بهزاد، فیروز، فلاحی و اصغرپور، حسین (۱۳۹۹). بررسی اثر بحران ارزی بر پویایی‌های تولید ناخالص داخلی: رهیافت مربعات تعمیم‌یافته پانلی، *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، (۱)۷، ۲۱۰-۱۸۵.

یزدانی، مهدی، اسماعیلی، علی (۱۳۹۶). تعامل جریان‌های تجاری و نشر بحران‌های مالی در کشورهای نوظهور: رویکرد معادلات هم‌زمان با متغیر وابسته گسسته در داده‌های تابلویی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۷۰)۲۲، ۱۷۳-۱۳۳.

یزدانی، مهدی، درگاهی، حسن و نیک‌زاد، محمد (۱۳۹۶). ارزیابی زیان‌های تولیدی ناشی از بحران‌های پولی و نقش دخالت بانک مرکزی در اقتصادهای نوظهور، *اقتصاد و الگوسازی*، (۲۹)۸، ۶۵-۴۱.

References

Akbar Mousavi, S., Salmani, B., Haghighat, J., Asgharpour, H. (2021). Dating banking crises in middle-income countries. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *8*(1), 115-144. [In Persian]

Ambrosius, C. (2017). What explains the speed of recovery from banking crises?. *Journal of International Money and Finance*, *70*, 257-287.

Angkinand, A. P. (2008). Output loss and recovery from banking and currency crises: Estimation issues. *Social Science Research Network*.

Angkinand, A. P. (2009). Banking regulation and the output cost of banking crises. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *19*(2), 240-257.

Bordo, M., Eichengreen, B., Klingebiel, D., & Martinez-Peria, M. S. (2001). Financial crises: lessons from the last 120 years. *Economic policy*, *16*(32), 51-82.

Boyd, J. H., Kwak, S., & Smith, B. (2005). The real output losses associated with modern banking crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, *37(6)*, 977-999.

Caggiano, G., Calice, P., & Leonida, L. (2014). Early warning systems and systemic banking crises in low -income countries: A multinomial logit approach. *Journal of Banking & Finance*, *47*, 258-269.

Candelon, B., Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2014). Currency crisis early warning systems: Why they should be dynamic. *International Journal of Forecasting*, *30(4)*, 1016-1029.

Caprio, G., & Klingebiel, D. (1996), Bank insolvencies: Cross-country experience. *Policy Research Working Paper*, No. 1620.

Cerra, M. V., & Saxena, M. S. C. (2017). Booms, crises, and recoveries: A new paradigm of the business cycle and its policy implications. IMF Working Papers 17/250, International Monetary Fund.

Chinn, M. D., & Ito, H. (2020), The Chinn-Ito Index, A de jure measure of financial openness, Update 2018, Avaliable: http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm, (Accessed, May 2021).

Davis, E. P., & Karim, D. (2008). Comparing early warning systems for banking crises. *Journal of Financial stability*, *4*(2), 89-120.

Demirgüç Kunt, A., & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developed and developing countries, IMF Staff Paper, 45(1), 81-109.

Devereux, J., & Dwyer, G. P. (2016). What determines output losses after banking crises?. *Journal of International Money and Finance*, *69*, 69-94.

Furceri, D., & Mourougane, A. (2012). The effect of financial crises on potential output: New empirical evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, *34*(3), 822-832.

Furceri, D., & Zdzienicka, A. (2012). Banking crises and short and medium term output losses in emerging and developing countries: The role of structural and policy variables. *World Development*, *40*(12), 2369-2378.

Hoggarth, G., Reis, R., & Saporta, V. (2002). Costs of banking system instability: some empirical evidence. *Journal of Banking & Finance*, *26*(5), 825-855.

Hutchison, M. M., & Noy, I. (2002). How bad are twins? Output costs of currency and banking crises. *Journal of Money, credit and Banking*, *37(4)*, 725-752.

Jing, Z., de Haan, J., Jacobs, J., & Yang, H. (2014). Identifying banking crises using money market pressure: New evidence for a large set of countries. *Journal of Macroeconomics*, *43*, 1-51.

Kaminsky, G., Lizondo, S., & Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises. *Staff Papers*, *45*(1), 1-48.

Kapp, D., & Vega, M. (2014). Real output costs of financial crises: a loss distribution approach. *Cuadernos de economía*, *37*(103), 13-28.

Kenny, S., Lennard, J., & Turner, J. D. (2021). The macroeconomic effects of banking crises: evidence from the United Kingdom, 1750–1938. *Explorations in Economic History*, *79*, 101357.

Laeven, L., & Valencia, F. (2008). *Systemic banking crises; A new database* (No. 2008/224). International Monetary Fund.

Laeven, L., & Valencia, F. (2010). *Resolution of banking crises: The good, the bad, and the ugly* (No. 10-146). International Monetary Fund.

Laeven, L., & Valencia, F. (2013). Systemic banking crises database. *IMF Economic Review*, *61*(2), 225-270.

Laeven, L., & Valencia, F. (2020). Systemic banking crises database II. *IMF Economic Review*, *68*(2), 307-361.

Lang, M., & Schmidt, P. G. (2016). The early warnings of banking crises: Interaction of broad liquidity and demand deposits. *Journal of International Money and Finance*, *61*, 1-29.

Levieuge, G., Lucotte, Y., & Pradines-Jobet, F. (2021). The cost of banking crises: Does the policy framework matter?. *Journal of International Money and Finance*, *110*, 102290.

Lonela, S. A. (2014). Early warning systems–anticipation's factors of banking crises. *Procedia Economics and Finance*, *10*, 158-166.

Mahin Aslani Nia, N., salmani, B., Fallahi, F., Asgharpour, H. (2020). The effect of currency crisis on GDP dynamics: PGLS approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *7*(1), 185-210. [In Persian]

Qin, X., & Luo, C. (2014). Capital account openness and early warning system for banking crises in G20 countries. *Economic Modelling*, *39*, 190-194.

Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2009). *This time is different: Eight centuries of financial folly*. Princeton university press.

Silva, J. S., & Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *The Review of Economics and statistics*, *88*(4), 641-658.

Silva, J. S., & Tenreyro, S. (2011). Further simulation evidence on the performance of the Poisson pseudo-maximum likelihood estimator. *Economics Letters*, *112*(2), 220-222.

The World Bank, Available: https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups, (Accessed, May 2021).

The World Bank, Global Financial Development, Available: https://datacatalog.worldbank.org/dataset/global-financial-development (Accessed, May 2021).

The World Bank, World Development Indicators, Available: https://databank.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG/1ff4a498/Popular-Indicators (Accessed, May 2021).

The International Monetary Fund, World Economic Outlook Databases, Avaliable: https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2021/April, (Accessed, April 2021).

Von Hagen, J., & Ho, T. K. (2007). Money market pressure and the determinants of banking crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, *39*(5), 1037-1066.

Wilms, P., Swank, J., & de Haan, J. (2018). Determinants of the real impact of banking crises: A review and new evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, *43*, 54-70.

Yazdani, M., Dargahi, H., & Nikzad, M. (2017). Evaluating the output losses from currency crises and the role of central bank in emerging economies. *Journal of Economics and Modeling*, *8*(29), 41-65. [In Persian]

Yazdani, M., Esmaeili, A. (2017). Interaction between Trade Flows and Contagion of Financial Crises in Emerging Market Countries: Approach of Simultaneous Equations with Discrete Dependent Variable in Panel Data. *Iranian Journal of Economic Research*, *22*(70), 133-173. [In Persian]

پیوست

اسامی کشورهای حاضر در هر یک از تخمین‌های جدول‌های ۳ و ٤

5-Year Loss	All Loss	Trend-loss	Cycle-loss
آفریقای جنوبی*	آنتیگوا و باربودا	آنتیگوا و باربودا	آفریقای جنوبی*
آنتیگوا و باربودا	آنگولا**	آنگولا**	آنتیگوا و باربودا
آنگولا**	اتریش	اتریش	آنگولا**
اتریش	اردن*	ارمنستان	اتریش
اردن*	ارمنستان	اسپانیا	اردن*
ارمنستان	اسپانیا	اسلوونی	ارمنستان
اسپانیا	اسلوونی	اوکراین*	اسپانیا
اسلوونی	ایتالیا	ایتالیا	اسلوونی
اوکراین*	ایران*	ایران*	اوکراین*
ایتالیا	ایسلند**	ایسلند**	ایتالیا
ایران*	بلاروس*	بلاروس*	ایسلند**
ایسلند**	بلژیک	بلژیک	بلژیک
بلاروس*	بورکینافاسو	بورکینافاسو	بورکینافاسو
بلژیک	پرتغال	پرتغال	پرتغال
بورکینافاسو	جمهوری اسلواکی	جمهوری اسلواکی	جمهوری اسلواکی
پرتغال	دانمارک	دانمارک	جمهوری چک
جمهوری اسلواکی	دومنیکن**	دومنیکن**	دانمارک
دانمارک	روسیه*	روسیه*	دومنیکن**
دومنیکن**	ژاپن	ژاپن	دموکراتیک کونگو*
روسیه*	سوئد*	سوئد*	رواندا
ژاپن	فرانسه	فرانسه	روسیه*
سوئد*	قبرس	قبرس	ژاپن
فرانسه	کانادا	قرقیزستان	سریلانکا
قبرس	کره جنوبی**	کانادا	سوئد*
قرقیزستان	کلمبیا*	کرواسی	فرانسه
کانادا	گابن*	کره جنوبی**	قبرس
کره جنوبی**	گرجستان	کلمبیا*	قرقیزستان
کلمبیا*	لهستان	گرجستان	کره جنوبی**
گابن*	ماداگاسکار*	لهستان	کلمبیا*

ادامه اسامی کشورهای حاضر در هر یک از تخمین‌های جدول‌های ۳ و ٤

5-Year Loss	All Loss	Trend-loss	Cycle-loss
گرجستان	مالزی**	مالزی**	گابن*
ماداگاسکار*	مقدونیه	مقدونیه	گرجستان
مالزی**	موریس	موریس	ماداگاسکار*
مقدونیه	موزامبیک**	موزامبیک**	مالت
موریس	مولداوی	مولداوی	مالزی**
موزامبیک**	وانواتو	وانواتو	مقدونیه
مولداوی	ویتنام	ویتنام	موریس
وانواتو	هائیتی*	هلند	موزامبیک**
ویتنام	هلند		مولداوی
هائیتی*	هند*		وانواتو
هلند	یونان		ویتنام
هند*			هائیتی*
یونان			هلند
			هند*
			یونان

* کشورهایی که در دوره مورد مطالعه، حداقل یک بار بحران ارزی را تجربه کردند.

** کشورهایی که در دوره مورد مطالعه، بحران دوقلو بانکی و ارزی را به طور همزمان طبق تعریف لیون و والنسیا (۲۰۲۰) تجربه کردند.

استناد به این مقاله: اکبرموسوی، سید صالح، سلمانی، بهزاد. (۱۴۰۱). شناسایی عوامل موثر بر زیان‌های بحران بانکی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۲)، ۹-۴۳.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research ------
Volume 27, Issue 92, Fall 2022, 45-75
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2021.58692.942

ATU PRESS

Original Research Received: 30/01/2021 Accepted: 07/09/2021 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

The Effectiveness of Monetary Policy during Business Cycles Using Components of Producer and Consumer Price Indices

Hooman Karami Khoramabadi — PhD Student, Economics, Semnan University, Semnan, Iran

Alireza Erfani* — Professor, Economics, Semnan University, Semnan, Iran

Hosein Tavakolian — Associate Professor, Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

This paper investigates the effectiveness of monetary policy in recession and expansion periods of business cycles in Iran. It uses the distribution of price changes over time using micro-data of producer and consumer price indices from March 2004 to March 2007 and March 1990 to March 2017. Results show that the observed distribution price changes at the producer and consumer levels change significantly over time. Whereas price flexibility (or, similarly, price stickiness) is closely related to the impact of monetary policy, the variable distribution of price changes over time suggests that the effectiveness of monetary policy should also change over time. We estimated the related parameters using the Ss model and the observed facts from the distribution of price changes, the price flexibility index, which shows how prices react to a monetary policy shock. The correlation coefficient and regression analysis results showed that the price flexibility index is counter-cyclical; this means that during periods of economic recession, the index of price flexibility increases. Therefore, the impact of monetary policy on real output decreases. However, during periods of economic expansion, the impact of monetary policy increases.

Keywords: Monetary Policy, Frequency of Price Changes, Ss Model, Iran.

JEL Classification: E52, D31, E32.

- This paper is extracted from PhD thesis at Semnan University.

* Corresponding Author: aerfani@semnan.ac.ir

How to Cite: Karami Khoramabadi, H., Erfani, A., Tavakolian, H. (2022). The Effectiveness of Monetary Policy during Business Cycles Using Components of Producer and Consumer Price Indices. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (92)*, 45-75.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۶

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۲، پاییز ۱۴۰۱، ۴۵-۷۵

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2021.58692.942

کارایی سیاست پولی در دوران رکود و رونق اقتصادی با استفاده از داده‌های مربوط به اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده

هومن کرمی خرم‌آبادی | دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

علیرضا عرفانی * | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

حسین توکلیان | دانشیار، گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

در این مقاله به منظور بررسی اثرگذاری سیاست پولی در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی در ایران با استفاده داده‌های مربوط به اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده، توزیع تغییرات قیمت در طول زمان استخراج و نشان داده شد که توزیع تجربی مشاهده شده از تغییرات قیمت در سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده در طول زمان به طور معناداری تغییر می‌کند. از آنجا که انعطاف‌پذیری قیمت‌ها (یا به طور مشابه میزان چسبندگی قیمت‌ها) با اثرگذاری سیاست پولی ارتباط تنگاتنگی دارد، متغیر بودن توزیع تغییرات قیمت در طول زمان گویای این واقعیت است که اثرگذاری سیاست پولی نیز در طول زمان باید متغیر باشد. به همین منظور با استفاده از مدل ساختاری Ss و تخمین پارامترهای مربوط به آن با استفاده از واقعیت‌های مشاهده شده از توزیع تغییرات اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده به ترتیب در دوره زمانی ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹۶:۱ و ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴، شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها که نحوه واکنش قیمت‌ها به تکانه سیاست پولی را نشان می‌دهد، استخراج شد. نتایج مربوط به تحلیل ضریب همبستگی و رگرسیون نشان داد که شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها به صورت ضدچرخه‌ای عمل می‌کند؛ به این معنا که در دوره‌های رکود اقتصادی شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها افزایش یافته و بنابراین، اثرگذاری سیاست پولی بر تولید حقیقی کاهش می‌یابد و برعکس در دوره‌های رونق اقتصادی اثرگذاری سیاست پولی جهت رونق بیشتر به اقتصاد و یا برقراری ثبات اقتصادی افزایش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، مدل Ss، انعطاف‌پذیری قیمت‌ها، ایران.

طبقه‌بندی JEL: E52, E31, E32

- این مقاله برگرفته از رساله دکتری دانشگاه سمنان است.

* نویسنده مسئول: aerfani@semnan.ac.ir

۱. مقدمه

تاکنون مطالعات فراوانی نشان داده‌اند که اثر سیاست پولی بر متغیرهای حقیقی در بلندمدت خنثی است، اما ممکن است به دلیل وجود چسبندگی قیمت‌ها در کوتاه‌مدت، سیاست پولی به طور موقت اثرات حقیقی داشته باشد و موجب ثبات‌بخشی به اقتصاد شود (Barro, 2013). در ادبیات کینزی جدید، وجود چسبندگی‌های اسمی است که سبب می‌شود تکانه‌های سیاست پولی بر اقتصاد اثر حقیقی داشته باشند. بنابراین، میزان واکنش سطح عمومی قیمت‌ها به تکانه‌های پولی، سوالی محوری در بین اقتصاددانان حوزه سیاست پولی و همچنین حوزه سیاست‌گذاری اقتصادی است؛ چسبندگی قیمت‌ها فرضی اساسی در مدل‌های کینزی جدید محسوب شده و برای درک واکنش متغیرهای اقتصاد کلان به تکانه‌های پولی از اهمیت خاصی برخوردار است.

درجه چسبندگی قیمت‌ها، اطلاعات مفیدی را در رابطه با واکنش تولید و تورم به تکانه‌های پولی و در نتیجه مکانیزم انتقال سیاست پولی ارائه می‌دهد، چراکه کانال نرخ بهره حقیقی به عنوان مهم‌ترین کانال انتقال سیاست پولی به صورت تنگاتنگی با میزان تغییر قیمت‌ها در مواجهه با تکانه‌های سیاست پولی در ارتباط است. به عنوان مثال، با اتخاذ سیاست پولی انقباضی با فرض عدم تغییر متناسب قیمت‌ها، نرخ بهره حقیقی افزایش یافته و موجب بالا رفتن هزینه سرمایه و کاهش مخارج سرمایه‌گذاری و در نهایت کاهش تقاضای کل و تولید خواهد شد. در مدل‌های چسبندگی قیمت فرض بر این است که بنگاه‌های اقتصادی در تعدیل قیمت کالای خود در هر دوره با محدودیت‌هایی مواجه هستند که باعث می‌شود قیمت‌ها در واکنش به تکانه‌های پولی به طور آنی تغییر نکنند و در نتیجه سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد اثرگذار باشد. هر چه قیمت‌ها چسبندگی بیشتری داشته باشند یا به عبارت دیگر، قیمت‌ها برای دوره طولانی‌تری به طور کامل تعدیل شوند، اثرگذاری سیاست پولی بیشتر و ماندگارتر است و در چنین حالتی مقامات سیاست‌گذار پولی می‌توانند در دوره رکود برای تحریک اقتصاد و بستن شکاف تولید از سیاست پولی انبساطی بهره گیرند. همچنین اگر سیاست‌گذار هدف کاهش تورم را دنبال کند و چسبندگی قیمت‌ها بالا باشد، سیاست کاهش تورم با کاهش شدیدتر تولید همراه خواهد بود. بنابراین، داشتن درک درستی از درجه چسبندگی قیمت در هر اقتصاد برای تحلیل دقیق اثرات سیاست‌های پولی مهم است. علاوه بر آن، میزان واکنش متغیرهای حقیقی و اسمی به تکانه‌های سیاست پولی در دوران

رونق و رکود برای برقراری ثبات اقتصادی اهمیت این موضوع را دو چندان می‌کند. به همین منظور ارزیابی آماره‌های مربوط به رفتار قیمت‌ها و نوع مدل قیمت‌گذاری در دوره‌های رونق و رکود نیز دارای اهمیت فراوان است. به عنوان مثال، اگر درجه چسبندگی قیمت‌ها در دوره رکود بالاتر از دوره رونق باشد، آنگاه می‌توان نتیجه گرفت که اثرات حقیقی اعمال سیاست پولی انبساطی (سیاست‌های تسهیل پولی) در دوره رکود نسبت به دوره رونق قوی‌تر است و بنابراین، ابزار سیاست پولی می‌تواند به کاهش عمق رکود و بسته شدن شکاف تولید کمک کند، اما در شرایط رونق، ابزار سیاست پولی کمکی به ثبات رشد اقتصادی در جهت بستن شکاف تولید نمی‌کند و تنها اثرات کاهش تورم برای آن مشهود است.

به منظور ارزیابی دقیق اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای حقیقی، برآورد درجه چسبندگی قیمت‌ها (یا فراوانی تغییرات قیمت‌ها) و پویایی‌های آن در دوره رونق و رکود باید متناسب با نوع مدل قیمت‌گذاری در اقتصاد باشد. چون علاوه بر تعداد دفعات تغییر قیمت‌ها در یک دوره، الگوی مورد استفاده بنگاه‌ها و خرده‌فروش‌ها نیز جهت تغییر قیمت‌ها بسیار حائز اهمیت است تا بتوان ارزیابی دقیقی از اثرات سیاست پولی انجام داد. هر یک از این دو اطلاع که موجود نباشد، نمی‌توان درک صحیح و دقیقی از تاثیر سیاست پولی داشت.

هدف از انجام این پژوهش برآورد یک شاخص برای اندازه‌گیری درجه انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و بررسی پویایی‌های آن در دوران رونق و رکود اقتصادی است. نوآوری پژوهش حاضر در این است که مدل استفاده شده به گونه‌ای است که تنها معطوف به یک مدل قیمت‌گذاری نبوده و طیف وسیعی از مدل‌های قیمت‌گذاری را دربر می‌گیرد. علاوه بر آن، در مطالعات داخلی پویایی‌های درجه چسبندگی قیمت‌ها در دوره‌های رونق و رکود مورد بررسی قرار نگرفته است.

سازماندهی مقاله در ادامه به این صورت است که در بخش دوم حقایق آماری مربوط به توزیع تغییرات قیمت شاخص‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده نشان داده می‌شود. در بخش سوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. در بخش چهارم روش‌شناسی پژوهش و تصریح مدل معرفی شده و نحوه برآورد پارامترهای مدل با استفاده از داده‌های قیمتی مشاهده شده شرح داده می‌شود. بخش پنجم به داده‌های مورد استفاده می‌پردازد. در بخش ششم نتایج حاصل از برآورد مدل ارائه می‌شود و با استفاده از تحلیل ضریب همبستگی و رگرسیون، نحوه تغییر رفتار شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در دوره‌های رونق و رکود و در

نهایت میزان اثرگذاری سیاست پولی در دوران مختلف چرخه‌های تجاری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و در نهایت بخش هفتم این مقاله به جمع‌بندی نتایج و نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲. حقایق آشکار شده

شکل (۱) توزیع تغییرات اقلام شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی را در طول زمان نشان می دهد. در شکل (۱) چندک‌های مختلف تغییرات قیمت[۱] برای دو شاخص قیمتی مزبور با توجه به دوره‌های رونق و رکود[۲] که با پس زمینه تیره و روشن مشخص شده، نشان داده شده است. اولین مشاهده این است که توزیع تغییرات قیمت در هر دو شاخص قیمت به طور معنادار در طول زمان تغییر می‌کنند؛ میانگین بازه دامنه بین چارکی (صدک ۷۵ منهای صدک ۲۵) برای شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده حدود ۲ درصد است. همچنین تغییرات قیمت شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی از تغییرات قیمت شاخص قیمت تولیدکننده بیشتر بوده است. تغییرات قیمت در طول زمان مطمئنا به طور تصادفی نبوده است؛ یکی از عوامل مهمی که تغییرات قیمت‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد، چرخه‌های تجاری است.

در ادامه برای بررسی دقیق‌تر رابطه بین شکل توزیع تغییرات قیمت شاخص‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده از آماره ضریب همبستگی استفاده می‌شود.

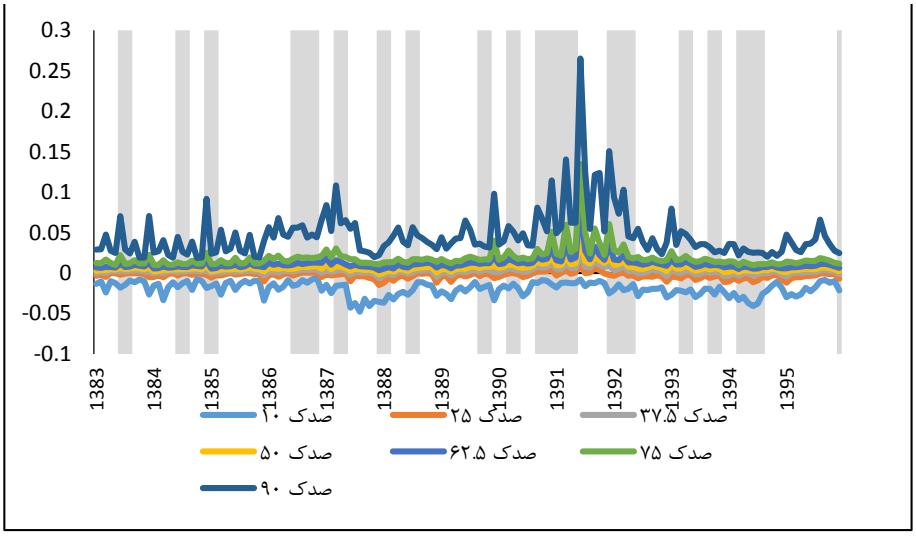
---

۱. روش محاسبه چندک‌های مختلف تغییرات قیمت به این صورت است که در هر ماه تغییرات قیمت شاخص اقلام تشکیل‌دهنده هریک از شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده محاسبه شده و به ترتیب صعودی مرتب می‌شوند، سپس با در نظر گرفتن ضریب اهمیت هریک از اقلام تشکیل‌دهنده شاخص مربوطه (تولیدکننده یا مصرف‌کننده) -که معادل با فراوانی نسبی است- چندک‌های موردنظر محاسبه شده است. این فرآیند در ماه‌های بعد تا انتهای دوره مورد بررسی تکرار شده تا سری زمانی چندک‌های مورد نظر حاصل شود.

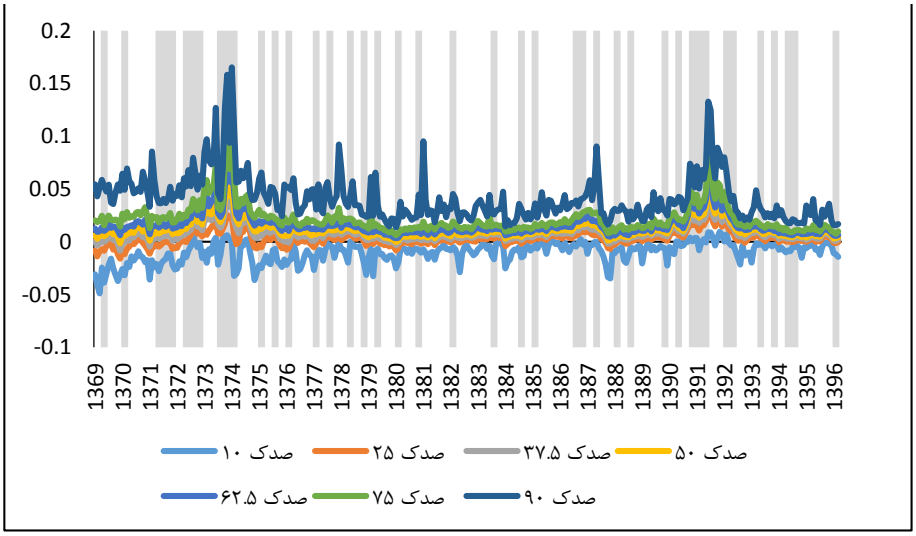
۲. بنا به تعریف هنگامی که اقتصاد از حضیض به سمت اوج حرکت می‌کند، اقتصاد در دوره رونق است و هنگامی که از اوج به سمت حضیض حرکت می‌کند، اقتصاد در رکود است. این تعریف همان‌گونه که مشاهده می‌شود براساس نرخ رشد مثبت و منفی نماگر اقتصادی است و حالت عادی اقتصاد (رشد مثبت) به عنوان رونق معرفی می‌شود (Hall et al., 2003).

شکل ۱. توزیع تغییرات قیمت در طول زمان

الف. شاخص قیمت تولیدکننده



ب. شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی



ماخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی دقیق‌تر رابطه بین توزیع تغییرات قیمت با چرخه‌های تجاری رونق و رکود، جدول (۱) خصوصیات چرخه‌ای قیمت‌گذاری را با تواتر فصلی نشان می‌دهد. با توجه به اینکه چون آمارهای مربوط به حساب‌های ملی ایران با تواتر فصلی جمع‌آوری و برآورد

می‌شود باید خصوصیات مربوط به خصوصیات توزیع تغییرات قیمت شاخص‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده از تواتر ماهانه به تواتر فصلی تبدیل شوند[1]. قبل از برآورد همبستگی میان فراوانی تغییر قیمت و گشتاورهای توزیع تغییرات قیمت با رشد اقتصادی (به عنوان آماره‌ای جهت نمایش دوره‌های رونق و رکود) باید آماره‌های مزبور روندزدایی شوند. برای این منظور از دو روش مختلف استفاده شده است. در روش اول آماره فراوانی تغییر قیمت و سه گشتاور اول توزیع تغییرات قیمت با استفاده از فیلتر باکستر کینگ[2] فیلتر و روندزدایی شده است؛ قسمت اول جدول (۱) ضریب همبستگی آماره‌های روندزدایی شده را با نرخ شد تولید ناخالص داخلی (بدون نفت) نشان می‌دهد. در روش دوم با استفاده از فیلتر هودریک و پرسکات[3] روندهای با تواتر پایین از آماره‌های فراوانی تغییر قیمت و گشتاورهای توزیع تغییرات قیمت حذف شده و سپس با استفاده از میانگین متحرک مرتبه سوم (سه فصل) روندهای با تواتر بالا برای این آماره‌ها حذف شده است.

از نتایج جدول (۱) دو واقعیت آماری مهم برداشت می‌شود؛ اول آنکه فراوانی تغییر قیمت‌ها ضدچرخه‌ای است؛ یعنی در دوره‌های رونق فراوانی تغییر قیمت‌ها کاهش و به عبارت دیگر، چسبندگی قیمت‌ها بیشتر می‌شود. واورا[4] (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که این یافته برای دو مرحله از قیمت‌گذاری کالاها و خدمات؛ یعنی داده‌های مربوط به شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده در کشور آمریکا برقرار است. واقعیت آماری دوم این است که پراکندگی قیمت‌ها نیز ضدچرخه‌ای است.

جدول (۱) پراکندگی قیمت‌ها را معیار انحراف معیار نشان می‌دهد؛ ضریب همبستگی منفی و معنادار انحراف معیار توزیع تغییرات قیمت برای هر دو شاخص تولیدکننده و مصرف‌کننده با رشد اقتصادی، ویژگی ضدچرخه‌ای پراکندگی قیمت‌ها را نشان می‌دهد. تفسیر این واقعیت آماری آن است که در دوره‌های رونق اقتصادی پراکندگی قیمت‌ها

---

۱. برای تبدیل تواتر خصوصیات آماری توزیع تغییرات قیمت شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده از ماهانه به فصلی از روش میانگین‌گیری استفاده شده است.

2. Baxter Kingg Filter
3. Hodrick Prescott Filter
4. Vavra, J.

کاهش می‌یابد. این واقعیت با یافته‌های بلوم و همکاران[1] (۲۰۱۸) و برگر و واورا[2] (۲۰۱۸) سازگاری دارد.

دو ستون آخر جدول (۱) نشان می‌دهد که چولگی توزیع تغییرات قیمت ویژگی ضدچرخه‌ای و کشیدگی آن خاصیت چرخه‌ای دارد. بین دو شاخص قیمتی، سازگاری شاخص قیمت تولیدکننده نسبت به شاخص قیمت مصرف‌کننده برای گشتاورهای سوم و چهارم توزیع تغییرات قیمت‌ها با چرخه‌های تجاری بیشتر است. همین رفتارهای مختلف بین شاخص‌های قیمتی اهمیت تحلیل همزمان رفتار قیمت‌گذاری را طی مراحل تولید نشان می‌دهد.

جدول ۱. همبستگی چرخه‌های تجاری با گشتاورهای تغییرات قیمت‌ها

	فراوانی	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
فیلتر باکستر کینگ				
شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰/۰۵**	-۰/۰۳**	-۰/۰۱*	۰/۰۵*
شاخص قیمت تولیدکننده	-۰/۰۶*	-۰/۰۴*	-۰/۰۴*	۰/۰۴*
فیلتر هودریک و پرسکات و میانگین متحرک				
شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰/۰۲**	-۰/۲۰**	-۰/۰۵*	۰/۲۰*
شاخص قیمت تولیدکننده	-۰/۰۳**	-۰/۰۲**	-۰/۲۰*	۰/۷۴*

- این جدول ضریب همبستگی بین مشخصات آماری توزیع تغییرات قیمت‌های اقلام تشکیل دهنده شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده را با رشد اقتصادی بدون نفت نشان می‌دهد. قبل از برآورد ضریب همبستگی، سری‌های زمانی مربوط به فراوانی تعدیل قیمت و گشتاورهای توزیع تغییرات قیمت به دو روش فیلتر باکستر و کینگ (با پارامترهای ٦ و ۳۲) و فیلتر هودریک و پرسکات (با پارامتر ١٦٠٠) روندزدایی شده‌اند. داده‌های مورد استفاده برای شاخص قیمت مصرف‌کننده از ۱۳٦۹:۱ تا ۱۳۹٦:٤ و برای شاخص قیمت تولیدکننده از ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹٦:۱ است.
- * و ** به ترتیب سطح معناداری را در ۱۰ و ۵ درصد نشان می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) ضریب همبستگی فراوانی تغییرات قیمت‌ها را با گشتاورهای توزیع تغییرات قیمت‌ها نشان می‌دهد. در مدل‌های قیمت‌گذاری، فراوانی تغییر قیمت‌ها به طور معمول ارتباط نزدیکی با انعطاف‌پذیری (چسبندگی) قیمت‌ها دارد؛ بنابراین، این نتایج برای بررسی

1. Bloom, N., et al.
2. Berger, D., & Vavra, J.

رابطه بین چگونگی تغییرات قیمت (توزیع تغییرات قیمت) و فراوانی تغییر قیمت‌ها مهم و کاربردی است. ستون دوم جدول (۲) نشان می‌دهد که فراوانی تعدیل قیمت‌ها به طور مثبت و معناداری با پراکندگی قیمت‌ها همبستگی دارد؛ این ویژگی با هر دو فیلتر مختلف روندزدایی برای شاخص‌های قیمتی تولیدکننده و مصرف‌کننده برقرار است. البته این رابطه برای شاخص قیمت مصرف‌کننده سازگاری بیشتری دارد، چون ضریب همبستگی برآورد شده برای شاخص قیمت مصرف‌کننده حدود ۳۰ درصد از ضریب برآورد شده برای شاخص قیمت تولیدکننده بزرگ‌تر است. ستون بعدی جدول (۲) رابطه بین فراوانی تعدیل قیمت‌ها و چولگی توزیع تغییرات قیمت را نشان می‌دهد. همانند رابطه قبلی، برای هریک از شاخص‌های قیمتی، چولگی با فراوانی همبستگی مثبت و معنادار دارد و البته این همبستگی برای شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به شاخص قیمت تولیدکننده قوی‌تر است. در نهایت، ستون آخر جدول (۲) نشان می‌دهد که ارتباط ضعیف‌تر و معکوسی بین فراوانی و کشیدگی وجود دارد.

جدول ۲. همبستگی فراوانی تغییر قیمت‌ها با گشتاورهای تغییرات قیمت‌ها

	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
فیلتر باکستر کینگ			
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۴۳**	۰/۲۶**	-۰/۱۶*
شاخص قیمت تولیدکننده	۰/۲۹*	۰/۲۵*	-۰/۲۱*
فیلتر هودریک و پرسکات و میانگین متحرک			
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۱۷**	۰/۰۷*	-۰/۰۸*
شاخص قیمت تولیدکننده	۰/۱۸*	۰/۰۹*	-۰/۱۰*

- این جدول ضریب همبستگی بین فراوانی تعدیل قیمت‌ها را با مشخصات آماری توزیع تغییرات قیمت‌های اقلام تشکیل‌دهنده شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده نشان می‌دهد. قبل از برآورد ضریب همبستگی، سری‌های زمانی مربوط به فراوانی تعدیل قیمت و گشتاورهای توزیع تغییرات قیمت به دو روش فیلتر باکستر و کینگ (با پارامترهای ٦ و ٣٢) و فیلتر هودریک و پرسکات (با پارامتر ١٦٠٠) روندزدایی شده‌اند. داده‌های مورد استفاده برای شاخص قیمت مصرف‌کننده از ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹٦:٤ و برای شاخص قیمت تولیدکننده از ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹٦:۱ است.
- * و ** به ترتیب سطح معناداری را در ۱۰ و ۵ درصد نشان می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

خلاصه یافته‌ها به این شرح است که شواهد محکمی وجود دارد که فراوانی، پراکندگی و چولگی تغییرات قیمت‌ها هر سه ضدچرخه‌ای هستند و فراوانی با دو آماره دیگر به طور هم‌جهت وابستگی دارند. همچنین کشیدگی توزیع تغییرات قیمت با چرخه‌های تجاری رابطه معکوس دارد.

در اینجا این سوال مطرح می‌شود که این واقعیت‌های تجربی و یافتن روابط بین خصوصیات آماری پراکندگی تغیرات قیمت چه اهمیتی دارد؟ در قسمت بعد نشان داده می‌شود که این واقعیت‌ها در مورد خصوصیات تغییر قیمت‌ها برای ارزیابی اثرگذاری سیاست پولی در دوره‌های رونق و رکود اهمیت بسزایی داشته و همه ویژگی‌های مربوط به توزیع تغییرات قیمت‌ها در هر زمان می‌تواند در یک سنجه مفید از انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و در نتیجه میزان اثرگذاری سیاست پولی بر تولید خلاصه شود.

۳. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

با توجه به اینکه منشا هر نوع چسبندگی اسمی در سطح کلان، چسبندگی‌ها در سطح خرد است، مطالعات بسیاری در زمینه رفتار قیمت‌گذاری در سطح خرد به خصوص فراوانی تعدیل قیمت‌ها انجام شده است. به عنوان نمونه، داین و همکاران[1] (۲۰۰۶) با بررسی آمارهای تورم کشورهای عضو اتحادیه اروپا نشان دادند که میانگین ماندگاری (دیرش[2]) قیمت‌ها در این کشورها بین چهار تا پنج فصل است و بنابراین، انتظار می‌رود سیاست پولی حداقل در این دوره دارای اثرگذاری باشد؛ به طور مشابه ناکامورا و استینسون[3] (۲۰۰۸) برای داده‌های مربوط به کشور آمریکا، میانگین ماندگاری قیمت‌ها را در همین حدود برآورد کرده‌اند. البته کاوالو[4] (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های قیمتی فروشگاه‌های آنلاین خرده‌فروشی کشور آمریکا نشان می‌دهد که قیمت‌ها نسبت به آنچه در مطالعات قبلی بیان شده چسبندگی بیشتری دارند. در مطالعات داخلی نیز ساعدی (۱۳۹۸) با به‌کارگیری داده‌های قیمتی ماهانه فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه در بازه زمانی ۱۳۷۹:۹ تا ۱۳۹۶:۷ نشان می‌دهد که حداکثر ماندگاری قیمت‌ها در ایران حدود ۳ ماه بوده و به طور متوسط قیمت‌ها دست کم در ۴۸ درصد از ماه‌های مورد

1. Dhyne, E., et al.
2. Duration
3. Nakamura, E. & Steinsson, J.
4. Cavallo, A.

بررسی دچار تغییر شده‌اند. ماهیت داده‌های استفاده شده به گونه‌ای است که بخش خدمات را شامل نشده و در نهایت ۴۵ درصد از اقلام شاخص قیمت مصرف‌کننده را دربر می‌گیرد.

یکی دیگر از یافته‌های مهم آن است که فراوانی و اندازه تغییر قیمت‌ها از متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید تاثیر می‌پذیرد (ساعدی، ۱۳۹۸). همتی و بیات (۲۰۱۳) نیز با استفاده از اقلام شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران، فراوانی تعدیل قیمت‌ها را در دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ حدود ۷۴/۵ درصد برآورد کرده‌اند که نشان‌دهنده سطح بالایی از انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در ایران است.

بیات و مدنی‌زاده (۱۳۹۸) با به‌کارگیری اطلاعات زیر اجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده در بازه زمانی ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۲:۱۲ نشان دادند رفتار قیمت‌گذاری در سطح خرده‌فروشی در نرخ‌های تورم پایین با نرخ‌های تورم بالا متفاوت است و به همین دلیل کارایی سیاست‌های پولی و مالی در این دو رژیم تورمی نیز متفاوت خواهد بود؛ به گونه‌ای که با عبور تورم از مرز ۲۲ درصد، رابطه‌ای مستقیم میان تورم و فراوانی تغییرات قیمت مشاهده می‌شود؛ به طوری‌که اگر تورم افزایش یابد، دفعات تغییر قیمت افزایش یافته و درجه چسبندگی قیمت‌ها کاهش می‌یابد.

سوال اصلی این است که چه ارتباطی بین میزان تعدیل قیمت‌ها در سطح خرد با چسبندگی قیمت‌ها در سطح کلان وجود دارد؟ کاپلین و اسپولر[1] (۱۹۸۷) با ارائه یک مدل نشان می‌دهند که هیچ ارتباطی بین این دو سنجه وجود ندارد. آن‌ها با استفاده از یک نوع مدل Ss برای نحوه تعدیل قیمت‌های خرد با در نظر گرفتن فروض خاصی مشاهده می‌کنند که سطح عمومی قیمت‌ها نسبت به تکانه‌های پولی به طور یک به یک واکنش نشان می‌دهد که نتیجه آن بی‌اثر بودن سیاست پولی بر تولید است.

در این مطالعه چسبندگی قیمت‌ها در سطح خرد وجود دارد، اما هیچ‌گونه چسبندگی در سطح کلان مشاهده نمی‌شود. علاوه بر این، گلوسو و لوکاس[2] (۲۰۰۸) نشان می‌دهند که واکنش سطح عمومی قیمت‌ها به تکانه‌های پولی هنگامی که مدل قیمت‌گذاری بنگاه‌ها هزینه منو با یک مدل کالوو در نظر گرفته می‌شود، دارای بیش برآوردی است. به عبارت دیگر، مدل‌های Ss با چنین ساختاری موجب می‌شود که فراوانی تعدیل قیمت‌های خرد دچار

1. Caplin, A. S. & Spulber, D. F.
2. Golosov, M. & Lucas Jr, R. E.

بیش‌برآوردی انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها شوند. به طور مشابه، بیلز و کلینو[1] (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که انعطاف‌پذیری سری زمانی مربوط به سطح عمومی قیمت‌ها برای داده‌های خرده‌فروشی آمریکا به طور معناداری از فراوانی تعدیل قیمت‌های خرد مشاهده شده در داده‌های خرد بیشتر است. آن‌ها میانه فراوانی تعدیل قیمت‌های ماهانه را ۰/۲۱ برآورد کرده‌اند در حالی که مقدار خودهمبستگی مرتبه اول سری زمانی تورم ماهانه نشان می‌دهد که انعطاف‌پذیری قیمت‌ها حدود ۰/۸۰ است.

فارغ از این نمونه‌های گویا، سوال این است که آیا چهارچوب کلی‌تری وجود دارد که ارتباط بین فراوانی تعدیل قیمت‌ها در سطح خرد با درجه انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها را بیان کند؟ کابالرو و انگل[2] (۲۰۰۶) استدلال می‌کنند که یک رابطه ثابت و همیشگی بین این مفهوم وجود دارد. در این مطالعه نشان داده می‌شود که در طیف گسترده‌ای از مدل‌های Ss که تقریبا همه مدل‌های قیمت‌گذاری را شامل می‌شود، علاوه بر فراوانی تعدیل قیمت‌ها در سطح خرد، شکل توزیع تغییرات قیمت نیز بر شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در سطح کلان موثر است. در چهارچوب این مدل، کابالرو و انگل (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های قیمتی نشان می‌دهند که انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها در مقایسه با فراوانی تعدیل قیمت‌های خرد سه برابر بیشتر است. البته مطالعات متعددی نیز مانند کهو و میدریگان[3] (۲۰۱۵) و آلوارز و لیپی[4] (۲۰۱۴) نشان می‌دهند که با به‌کارگیری طیف گسترده‌ای از مدل‌های ساختاری، توزیع تغییرات قیمت دارای دلالت‌های مهمی برای شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها است. به پیروی از مدل کابالرو و انگل، پترلا و همکاران[5] (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده کشور انگلستان به برآورد شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها علاوه بر آنکه در طول زمان به طور معناداری متغیر است با رشد اقتصادی رابطه معکوس و با تورم دارای رابطه مستقیم است.

مطالعات زیادی –که در سطرهای قبلی به آن اشاره شد– درخصوص روابط بین فراوانی و اندازه تغییر قیمت‌ها (گشتاور نخست توزیع تغییرات قیمت‌ها) و ارتباط آن با انعطاف‌پذیری

1. Bils, M. & Klenow, P. J.
2. Caballero, R. J., & Engel, E.
3. Kehoe, P. and Midrigan, V.
4. Alvarez, F., & Lippi, F.
5. Petrella, I., et al.

قیمت‌ها انجام شده است. در این مطالعات به گشتاورهای بالاتر توزیع تغییر قیمت‌ها و ارتباط آن با انعطاف‌پذیری قیمت‌ها کمتر توجه شده است.

با توجه به اهمیت موضوع اثرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران به‌خصوص در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی و فقدان مطالعات کاربردی داخلی در این زمینه در این مطالعه با استفاده از مشاهدات مربوط به توزیع تغییرات قیمت در دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده و همچنین مدل ساختاری Ss درخصوص نحوه قیمت‌گذاری بنگاه‌ها، شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها برآورد می‌شود. در واقع این شاخص نشان می‌دهد که واکنش قیمت‌ها به یک تکانه اسمی چگونه در طول زمان تغییر می‌کند و این شاخص در دوره‌های رونق و رکود چگونه تغییر می‌کند. علاوه بر آن، این شاخص به طور بالقوه می‌تواند برای تشخیص نوع مدل قیمت‌گذاری مفید واقع شود.

٤. روش‌شناسی پژوهش و تصریح مدل

٤-١. مدل کاپلین و اسپولر (۱۹۸۷)

در چهارچوب مدل کاپلین و اسپولر، p_{it} و p_{it}^* به ترتیب نشان‌دهنده لگاریتم قیمت واقعی و قیمت هدف بنگاه i در زمان t است. بنگاه‌ها به طور پیوسته در بازه $[0,1]$ قرار دارند. m_t لگاریتم تکانه سیاست پولی است و فرض می‌شود که مسیر حرکت پول پیوسته و صعودی است. همچنین در این مدل تکانه‌های ویژه بنگاه‌ها وجود ندارد. بنابراین، قیمت بهینه (هدف) بنگاه در هر دوره از زمان برابر با تکانه سیاست پولی خواهد بود (رابطه (۱)):

$$p_{it}^* = m_t \qquad (۱)$$

لگاریتم تولید کل به صورت رابطه (۲)، متناسب با لگاریتم تراز حقیقی پول است:

$$y_t = m_t - p_t \qquad (۲)$$

لگاریتم سطح عمومی قیمت‌ها به صورت رابطه (۳) تعریف می‌شود.

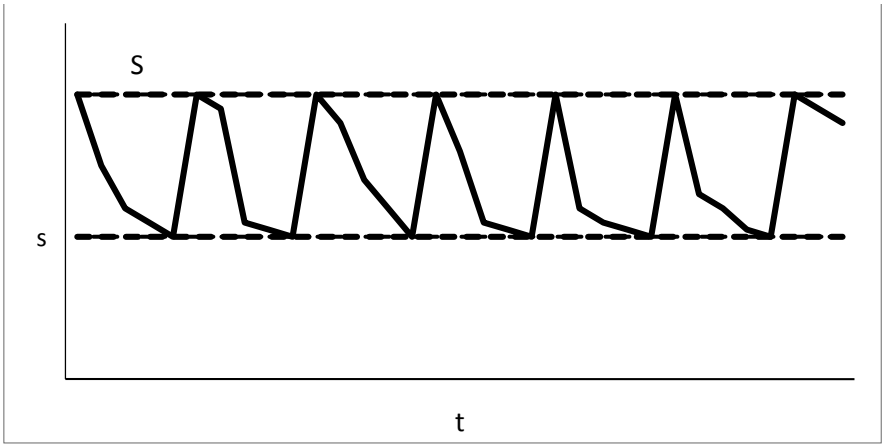
$$p_t = \int p_{it} di \qquad (۳)$$

اگر هیچ‌گونه اصطکاکی در تعدیل قیمت‌های خرد وجود نداشته باشد برای هر بنگاه $p_{it} = p_{it}^* = m_t$ و بنابراین $p_t = m_t$ شده است. از این رو، پول روی تولید کل بی‌اثر شده و به عبارت دیگر، پول خنثی است. اکنون فرض می‌شود یک هزینه ثابت برای تعدیل قیمت برای هر بنگاه وجود دارد (f) و در چنین شرایطی الزاما قیمت بنگاه با قیمت بهینه در هر زمان برابر نخواهد بود. انحراف قیمت بنگاه از قیمت بهینه آن به عنوان متغیر حالت به صورت رابطه (۴) تعریف می‌شود:

$$x_{it} = p_{it} - p_{it}^* \qquad (۴)$$

اگر انحراف قیمت بنگاه از هزینه تعدیل قیمت کمتر باشد، بنگاه قیمت خود را تغییر نمی‌دهد و به محض برابر شدن انحراف قیمت بنگاه با هزینه تعدیل قیمت، بنگاه بلافاصله قیمت خود را تعدیل خواهد کرد. بنابراین، انحراف قیمت بنگاه متغیری است که بین دو مقدار s و S قرار خواهد گرفت. شکل (۲) نحوه نوسان متغیر حالت را به طور فرضی نشان می‌دهد.

شکل ۲. نوسان متغیر حالت (انحراف قیمت بنگاه از قیمت بهینه) در بازه (s,S)



ماخذ: کاپلین و اسپولر (۱۹۸۷)

براساس قاعده تعدیل قیمت گفته شده، اگر متغیر حالت به مقدار $s - S$ برسد، بنگاه بلافاصله قیمت خود را به اندازه $S - s$ افزایش می‌دهد. کاپلین و اسپولر فرض می‌کنند که تابع توزیع متغیر حالت بین بنگاه‌ها در هر زمان ثابت و یکنواخت است. نتیجه اصلی و مهم

این مدل آن است که با وقوع یک تکانه انبساط پولی به اندازه Δm، تعداد $\frac{\Delta m}{S-s}$ بنگاه قیمت خود را به اندازه $(S-s)$ افزایش می‌دهند. تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها با توجه به فرض توزیع یکنواخت متغیر حالت به صورت رابطه (۵) است.

$$\Delta p = \frac{\Delta m}{S-s}(S-s) = \Delta m \qquad (۵)$$

بنابراین در این چهارچوب با اینکه چسبندگی تعدیل قیمت‌ها در سطح خرد وجود دارد، اما پول مطابق با رابطه (۶) خنثی است:

$$\Delta y = \Delta m - \Delta p = \Delta m - \Delta m = 0 \qquad (۶)$$

چهارچوب اصلی مدل معرفی شده در این بخش نخستین بار توسط کاپلین و اسپولر (۱۹۸۷) مطرح شده و از آن به بعد به مدل Ss در ادبیات مربوطه نام‌گذاری شده است.

٤-۲. مدل کابالرو و انگل (۲۰۰۷)

در این مطالعه به منظور برآورد شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها با استفاده از اطلاعات تعدیل قیمت‌های خرد از مدل Ss توسعه داده شده توسط کابالرو و انگل (۲۰۰۷) استفاده می‌شود. مقدمات این مدل به این شرح است؛ دو نوع تکانه ویژه و کلان وجود دارد که فرض می‌شود تکانه رشد پول Δm_t (و یا تکانه تقاضای اسمی) در طول زمان دارای توزیع یکسان و مستقل از یکدیگر[1] با میانگین μ_Aو واریانس σ_A^2 است. علاوه بر آن، بنگاه‌ها با تکانه‌های ویژه (بهره‌وری یا تقاضا) مواجه هستند (v_{it}) که این تکانه‌ها نیز دارای توزیع یکسان در طول زمان و مستقل از یکدیگر با واریانس (σ_I^2) هستند. همچنین تکانه‌های ویژه بین بنگاه‌ها مستقل از یکدیگر بوده و با تکانه‌های کلان همبستگی ندارند. تکانه‌های ویژه و کلان با رعایت ویژگی‌های بیان شده می‌توانند هر توزیعی داشته باشند. همانند مدل کاپلین و اسپولر قیمت بهینه (مطلوب) بنگاه برای بنگاه i به صورت رابطه (۷) می‌شود.

$$\Delta p_{it}^* = \Delta m_t + v_{it} \qquad (۷)$$

1. i.i.d

با فرض نبود هرگونه اصطکاک درخصوص تعدیل قیمت در سطح خرد، بنگاه i قیمت خود را نسبت به آخرین قیمت تعدیل شده به اندازه تکانه پولی و تکانه ویژه تغییر می‌دهد، اما اگر بنگاه برای تعدیل قیمت خود با هزینه یا هزینه‌هایی مواجه باشد، قیمت جاری بنگاه می‌تواند نسبت به قیمت بهینه آن اختلاف داشته باشد که این انحراف به صورت رابطه (۸) تعریف می‌شود.

$$x = p_{i,t-1} - p_{it}^{*} \qquad (۸)$$

شکاف قیمت، متغیر حالت است که در این مدل قیمت‌گذاری اگر قدرمطلق شکاف قیمت به اندازه کافی بزرگ باشد، بنگاه با احتمال زیاد قیمت خود را به سمت قیمت بهینه تعدیل می‌کند. فرض می‌شود که هزینه تعدیل قیمت (f) متغیری تصادفی با توزیع یکسان $(G(f))$ و مستقل از هم باشند. با جمع زدن همه حالت‌های ممکن از هزینه‌های تعدیل قیمت، تابع خطر تعدیل[1] قیمت $A(x)$ به دست می‌آید که مقدار این تابع احتمال تعدیل قیمت توسط یک بنگاه را در هر مقداری از متغیر شکاف قیمت نشان می‌دهد. واضح است که $A(x)$ برای نزولی و برای مقادیر صعودی است. به عبارت ساده‌تر، تابع خطر تعدیل قیمت نسبت به قدر مطلق شکاف قیمت بنگاه صعودی است[2].

خصوصیت جالب چهارچوب مدل Ss تعمیم یافته این است که با تعریف تابع احتمال $G(f)$ تعداد زیادی از مدل‌های قیمت‌گذاری را دربر می‌گیرد. به عنوان مثال، با تعریف تابع احتمال $G(f)$ به صورت نقطه‌ای، مدل قیمت‌گذاری استاندارد هزینه منو وقتی به دست می‌آید که در آن هزینه تعدیل قیمت به صورت رابطه (۹) برای هر شکاف قیمت ثابت است.

$$G(f) = F, for\ all\ f \qquad (۹)$$

همچنین اگر تابع احتمال $G(f)$ به صورت رابطه (۱۰) تعریف شود، مدل قیمت‌گذاری کالوو به دست می‌آید.

$$G(f) = \begin{cases} \omega, & for\ f = 0 \\ 1-\omega, & for\ f \gg 0 \end{cases} \qquad (۱۰)$$

1. Adjustment hazard function

۲. برای مطالعه بیشتر به کابارالو و انگل (۲۰۰۷) مراجعه شود.

در تابع احتمال ارائه شده در رابطه (۱۰)، ω درصدی از بنگاه‌ها است که بدون هزینه تعدیل قیمت، قیمت خود را به سمت قیمت بهینه تعدیل می‌کنند و برای $1-\omega$ درصد از بنگاه‌ها هزینه تعدیل قیمت به قدری بالا است که قیمت خود را تعدیل نمی‌کنند. بنابراین، در چهارچوب این مدل علاوه بر آنکه برای تابع احتمال $G(f)$ یا $A(x)$ می‌توان توزیع‌های مختلفی لحاظ کرد؛ از جمله می‌توان توزیعی در نظر گرفت که با توزیع تغییر قیمت‌های مشاهده شده در سطح خرد انطباق داشته باشد.

دیگر ویژگی مطلوب این مدل آن است که به راحتی برای سطح عمومی قیمت‌ها تجمیع می‌شود. برای این منظور اگر $f_t(x)$ را یک برش مقطعی در زمان t از توزیع شکاف قیمتی یک لحظه قبل از هر تعدیل قیمتی در نظر گرفته شود، تورم کل با استفاده از رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود.

$$\pi_t = -\int x A_t(x) f_t(x) dx \qquad (۱۱)$$

آگاهی داشتن از شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها یک معیار جایگزین مناسب برای میزان اثرپذیری سیاست پولی است. بنابراین، با تعریف $FI = \frac{\partial \pi_t}{\partial \Delta m_t}$ به عنوان شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها، می‌توان معیاری به دست آورد که واکنش سطح عمومی قیمت‌ها به یک تکانه اسمی را اندازه‌گیری کند. مطابق با ادبیات رایج در این زمینه (Nakamura, E., & Steinsson, J., 2010 ،Woodford, M., & Walsh, C. E., 2011 و Vavra, 2014)، اگر لگاریتم تقاضای اسمی از یک فرآیند گام تصادفی پیروی کند، شاخص انعطاف‌پذیری یک معیار خلاصه شده از غیرخنثی بودن پول است که مقدار زیاد این شاخص نشان‌دهنده انعطاف‌پذیری بیشتر قیمت‌ها و واکنش کمتر تولید به تکانه پولی است. کابالرو و انگل (۲۰۰۷) نشان می‌دهند که شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها در چهارچوب مدل Ss تعمیم یافته به صورت رابطه (۱۲) است.

$$FI = \lim_{\Delta m_t} \frac{\partial \pi_t}{\partial \Delta m_t} = \int A_t(x)\, f_t(x) dx + \int x A_t'(x) f_t\,(x) dx \qquad (۱۲)$$

شاخص انعطاف‌پذیری در رابطه (۱۲) به دو بخش قابل تفکیک است؛ بخش اول آن بخشی از تغییرات تورم است که معمولا به صورت شدید و یکباره رخ می‌دهد و حتی در

غیاب تکانه پولی نیز رخ می‌دهد. این بخش هم در مدل Ss و هم در مدل کالوو حضور دارد. بخش دوم آن تنها مختص مدل‌های وابسته به وضعیت است. این بخش از تورم به بنگاه‌هایی مربوط می‌شود که تصمیم‌گیری آن‌ها درخصوص تعدیل قیمت وابسته به تکانه پولی است. البته بخش دوم تورم در رابطه (۱۲) هم شامل بنگاه‌هایی می‌شود که در واکنش به تکانه پولی قیمت خود را تغییر داده‌اند و هم بنگاه‌هایی که با وجود توجه به تکانه پولی به دلیل اصطکاک‌های موجود تصمیم گرفته‌اند قیمت خود را تغییر ندهند. بخش دوم تورم تنها در مدل Ss حضور دارد و در مدل کالوو این بخش صفر است چون $A'_t(x)$ برابر با صفر است.

هرکدام از این دو بخش چه زمانی اهمیت بیشتری دارند؟ با توجه به خصوصیات بخش اول تغییرات تورم در رابطه (۱۲)، این بخش برابر است با فراوانی تعدیل قیمت‌ها. هر چقدر بنگاه‌های بیشتری قیمت‌های خود را در غیاب تکانه کلان تعدیل کنند، واکنش سطح عمومی قیمت‌ها هنگام وقوع تکانه کلان از این طریق بیشتر خواهد بود. بخش دوم تغییرات تورم در رابطه (۱۲) زمانی افزایش می‌یابد که تعداد بنگاه‌هایی که نزدیک حاشیه تعدیل قیمت قرار گرفته‌اند، بیشتر باشند (بنگاه‌هایی با $A'_t(x)$ بالا). همچنین این بخش در حالتی هم که انحراف قیمت جاری بنگاه‌ها از قیمت بهینه آن زیاد باشد، تشدید می‌شود. به عبارت دیگر، اگر اختلاف بین قیمت جاری و قیمت بهینه بنگاه زیاد باشد، آنگاه بنگاه‌های آماده برای تغییر قیمت، اثر بیشتری بر سطح عمومی قیمت‌ها خواهند داشت.

رابطه (۱۲) نشان می‌دهد اگر تابع خطر ($A_t(x)$) و توزیع احتمال شکاف قیمت ($f_t(x)$) معلوم باشد به راحتی شاخص انعطاف‌پذیری در هر لحظه از زمان قابل تخمین خواهد بود. این در حالی است که هر دوی این توابع غیرقابل مشاهده هستند. با این وجود، می‌توان با در نظر گرفتن یک ساختار حداقلی و همچنین داده‌های مشاهده شده از تغییرات قیمت‌ها طی زمان این هدف را محقق کرد.

حاصلضرب $A_t(x)$ در $f_t(x)$، شکاف‌های قیمتی مشاهده نشده با اندازه x را با تابع توزیع تغییرات قیمت مشاهده شده به اندازه x را مرتبط می‌کند. با توجه به مشخصات قابل انتظار برای تابع خطر که باید نسبت به قدرمطلق اندازه انحراف قیمت جاری با قیمت بهینه صعودی باشد، یک تابع درجه ۲ برای آن به صورت رابطه (۱۳) در نظر گرفته می‌شود (Berger, D., & Vavra, J., 2018).

$$A_t(x) = \min(a_t + b_t x^2, 1) \qquad (۱۳)$$

در نظر گرفتن چنین شکلی برای تابع خطر علاوه بر آنکه مدل‌های قیمت‌گذاری وابسته به وضعیت را بیان می‌کند، مدل کالوو را نیز شامل می‌شود.

برگر و وارا (۲۰۱۸) برای $f_t(x)$ توزیع پیرسون[1] نوع هفتم را انتخاب می‌کنند، چون خصوصیات این توزیع به گونه‌ای است که ۴ پارامتر آن؛ یعنی میانگین، واریانس، چولگی و کشیدگی کاملا غیرمقید بوده و بدون وابستگی این پارامترها به یکدیگر قابل برآورد هستند. البته برگر و واورا (۲۰۱۸) در ادامه مطالعه خود نشان می‌دهند که با استفاده از ترکیب دو تابع نرمال به جای توزیع پیرسون، نتایج به دست آمده تغییر چندانی نمی‌کند. همچنین گوونن و همکاران[2] (۲۰۱۴) با استفاده از ترکیبی از توزیع‌های نرمال برای $f_t(x)$ به نتایج مشابهی با برگر و واورا دست می‌یابند. در این مطالعه برای $f_t(x)$ ترکیبی از دو توزیع نرمال در نظر گرفته می‌شود. بنابراین، با آگاهی داشتن از ۵ پارامتر برای تابع $f_t(x)$ (شامل دو میانگین و دو واریانس برای هریک از توریع‌های نرمال و یک وزن برای ترکیب وزنی دو توزیع نرمال) و دو پارامتر برای تابع خطر تعدیل قیمت با استفاده از رابطه (۱۲) می‌توان واکنش تغییرات تورم را به تکانه‌های پولی در هر لحظه از زمان را محاسبه کرد.

به منظور برآورد پارامترهای تابع $f_t(x)$ و $A_t(x)$ از خصوصیات آماری داده‌های مشاهده شده از جمله فراوانی تغییرات قیمت و ویژگی‌های توزیع مشاهده شده تغییرات قیمت از جمله میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی استفاده می‌شود به گونه‌ای که فراوانی و سایر ویژگی‌های آماری شبیه‌سازی شده از توابع مزبور دارای بهترین برازش با ویژگی‌های آماری مشاهده شده داشته باشد. همان‌گونه که پیشتر توضیح داده شده بخش اول رابطه (۱۲) ($\int A_t(x)\, f_t(x)dx$) نشان‌دهنده فراوانی تغییرات قیمت و سایر گشتاورها از تابع $f_t(x)$ قابل شبیه‌سازی است. بنابراین، مساله بهینه‌سازی به صورت رابطه (۱۴) قابل بیان است.

$$\min \sum_{i=1}^{5} \left(m_{it}^{sim} - m_{it}^{data}\right)^2, for\ t = 1{:}T \quad m_1 = frequency, m_2 = mean, m_3 = standard\ deviation, m_4 = skewness, m_5 = kurtosis \tag{۱۴}$$

1. Pearson Distribution
2. Guvenen, F., et al.

در مساله بهینه‌سازی رابطه (۱۴)، m^{sim} گشتاورهای شبیه‌سازی شده از با استفاده از توابع $f_t(x)$ و A_t شامل فراوانی، میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی و m^{data} گشتاورهای مزبور است که از داده‌های مربوط به اقلام تشکیل‌دهنده شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده برآورد می‌شود. مساله بهینه‌سازی باید در هر دوره حل شود؛ بنابراین، تعداد $5 \times t$ پارامتر برآورد می‌شود[1]. پس از برآوردهای پارامترهای بیان شده و با استفاده از رابطه (۱۲) شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و یا به عبارت دیگر، شاخصی جهت برآورد میزان واکنش تغییرات تورم به تکانه‌های پولی در هر لحظه از زمان برآورد می‌شود.

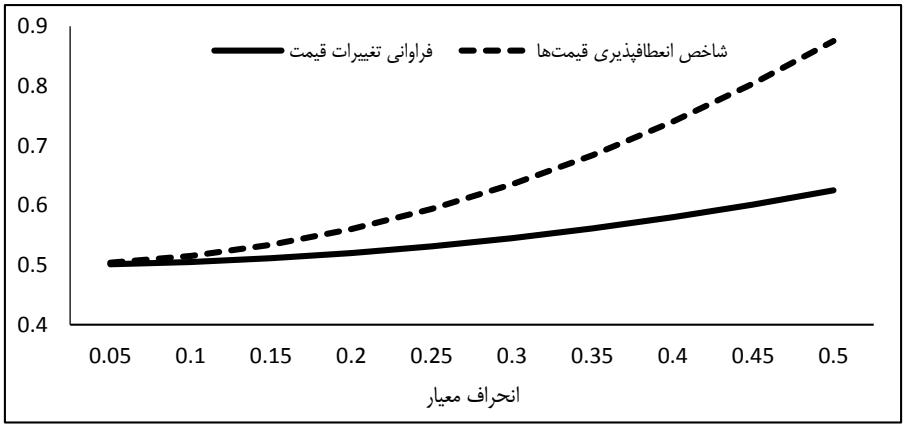
تغییر پارامترهای $A_t(x)$ و $f_t(x)$ چگونه توزیع تغییر قیمت‌ها و انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد؟ با در نظر گرفتن رابطه (۱۲) و استفاده از یک مجموعه پارامتر برای توابع فوق می‌توان با تغییر دادن پارامتر انحراف معیار میزان تغییرات فراوانی و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را مشاهده کرد.

شکل (۳) چگونگی تغییر فراوانی و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را با افزایش انحراف معیار تابع $f_t(x)$ نشان می‌دهد. همانطور که در این شکل به وضوح دیده می‌شود، فراوانی و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها با افزایش انحراف معیار تغییرات قیمت افزایش می‌یابد. قسمت مهم آن، این است که این اثرپذیری به صورت غیرخطی است و علاوه بر آن، اثر انحراف معیار تغییرات قیمت‌ها بر شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها در مقایسه با فراوانی تغییرات قیمت بسیار محدب‌تر است. منطق پشت این یافته آن است که افزایش انحراف معیار توزیع شکاف قیمتی به این معنا است که چگالی مربوط به شکاف‌های قیمتی بالا بیشتر بوده و بنابراین احتمال بالاتری برای تعدیل قیمت وجود دارد. به طور مشابه می‌توان نشان داد که رابطه معکوسی بین کشیدگی و فراوانی و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها وجود دارد؛ کشیدگی بالا به این معنا است که توزیع شکاف قیمتی نسبت به توزیع نرمال دارای دم‌های پهن‌تری است. به عبارت دیگر، اکثر شکاف‌های قیمتی حول میانگین تمرکز دارد و بنابراین، انتظار می‌رود غالب شکاف‌های مزبور از حد آستانه تعدیل قیمت کمتر باشند.

---

۱. مساله بهینه‌سازی مورد اشاره با استفاده از نرم‌افزار متلب (MATLAB) در طول دوره مربوط به داده‌های شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده حل شده است. در صورت نیاز با مکاتبه با نویسندگان این مقاله، کدهای مربوطه قابل ارائه است.

شکل ۳. تاثیر پارامتر انحراف معیار تابع $f_t(x)$ بر فراوانی و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها



– این شکل نحوه تغییرات فراوانی تغییرات قیمت و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را برحسب تغییرات انحراف معیار توزیع تغییرات قیمت نشان می‌دهد. برای این منظور، ٤ پارامتر مورد نظر در رابطه (۱۲) ثابت در نظر گرفته شده و با تغییر پارامتر انحراف معیار از ۰/۰۵ تا ۰/۵ دو شاخص مزبور شبیه‌سازی شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵. پایه‌های آماری

داده‌های مورد استفاده در این مقاله اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده با تواتر ماهانه و همچنین تولید ناخالص داخلی (بدون نفت) با تواتر فصلی است. منبع جمع‌آوری همه داده‌های مورد اشاره بانک مرکزی است. با توجه به محدودیت‌های موجود درخصوص دسترسی به داده‌های اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمتی دوره مورد بررسی در این مطالعه برای اقلام شاخص قیمت مصرف‌کننده از ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۶:۴ برای اقلام شاخص قیمت تولیدکننده از ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹۶:۱ و برای تولید ناخالص داخلی از ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۶:۱ است.[1] با توجه به تغییر سال پایه درخصوص شاخص‌های قیمتی و تغییر سبد تشکیل‌دهنده آن‌ها، لازم است به منظور داشتن سری زمانی از هریک از اقلام

۱. در خصوص داده‌های مورد استفاده، اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده برای بانک مرکزی محرمانه بوده و این آمار هیچ‌گاه به صورت عمومی منتشر نشده است. در این مطالعه داده‌های مزبور تنها با اهداف پژوهشی دریافت شده و پس از ممنوعیت بانک مرکزی درخصوص اعلام ارقام مربوط به تورم‌های شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده از آبان ۱۳۹۷ متاسفانه امکان به روزرسانی داده‌های مزبور وجود ندارد. هرچند طول دوره مورد بررسی جهت دستیابی به نتایج مورد هدف در این مطالعه کافی است.

تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمتی، لازم است کالاها و خدماتی که در طول این سال‌ها مشترک بوده‌اند، شناسایی شوند. با انجام این کار تعداد اقلام مشترک در شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده به ترتیب به ۵۶۹ و ۲۱۷ قلم کالا و خدمت تقلیل پیدا می‌کند که این اقلام در حدود ۸۰ درصد از شاخص‌های قیمتی را در سال پایه ۱۳۹۰ پوشش می‌دهند.

قبل از تخمین پارامترهای مدل، داده‌های مورد استفاده در دو مرحله آماده‌سازی می‌شوند. از آنجا که سری‌های زمانی مربوط به متغیرهای اقتصادی از اجزای روند، چرخه (سیکل) و اثرات فصلی تشکیل شده‌اند باید برای تشخیص صحیح رابطه بین متغیرها، جزء فصلی آن‌ها حذف شود؛ به همین منظور در مرحله اول با استفاده از فیلتر X12-ARIMA که توسط اداره آمار آمریکا معرفی شده است، اثرات فصلی اقلام شاخص قیمت‌ها و تولید ناخالص داخلی را حذف می‌کنیم؛ این فیلتر با تخمین یک مدل ARIMA و شناسایی اثرات فصلی مشاهده شده در سری زمانی و انجام آزمون آماری (F-test) مبنی بر وجود اثرات فصلی، جزء فصلی مربوط به سری زمانی را حذف می‌کند. در مرحله دوم از داده‌های زیر اجزای شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی و شاخص قیمت تولیدکننده در مرحله قبل لگاریتم طبیعی و سپس تفاضل گرفته تا تورم ماهانه زیر اجزای قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده محاسبه شود. در مورد داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی نیز بعد از لگاریتم‌گیری طبیعی تفاضل گرفته می‌شود تا رشد فصلی تولید ناخالص داخلی به دست آید.

٦. برآورد مدل و تحلیل نتایج

در مطالعه حاضر به منظور برآورد پارامترهای مربوط به مدل Ss و در نهایت تخمین شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها از گشتاورهای بالاتر توزیع تغییرات قیمت (چولگی و کشیدگی) استفاده شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که توزیع تغییرات قیمت‌ها برای هر دو شاخص قیمتی تولیدکننده و مصرف‌کننده در طول زمان به طور معناداری تغییر می‌کند؛ بنابراین، انتظار می‌رود شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها نیز در طول زمان دارای نوسان باشد.

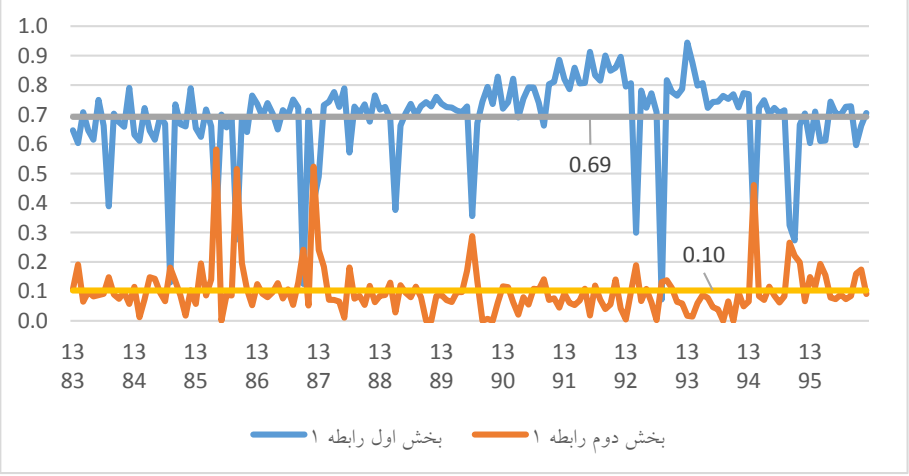
شکل (۴) نتایج برآورد رابطه (۱۲) را برای شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده در طول زمان نشان می‌دهد. همانگونه که مشاهده می‌شود فراوانی تغییر قیمت‌ها در طول زمان برای دو شاخص قیمتی دارای نوسانات زیادی است. همچنین بخش اول رابطه (۱۲) که همان فراوانی تعدیل قیمت‌ها است به طور معناداری از بخش دوم آن برای هر دو شاخص قیمتی بزرگ‌تر است. علاوه بر آن، فراوانی تعدیل قیمت برای شاخص قیمت مصرف‌کننده اندکی

از فراوانی تعدیل قیمت برای شاخص قیمت تولیدکننده بزرگ‌تر است؛ میانگین فراوانی تعدیل قیمت برای شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده به ترتیب ۰/۷۳ و ۰/۶۹ است.

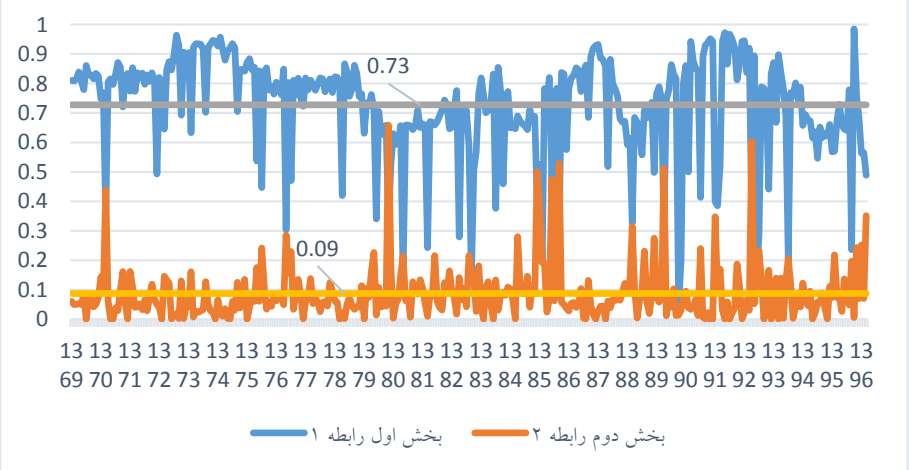
همانگونه که در بخش دوم مقاله اشاره شد، حاصل‌جمع بخش اول و دوم رابطه (۱۲) نشان‌دهنده شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها است؛ میانگین این شاخص برای شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده به ترتیب معادل با ۰/۷۹ و ۰/۸۲ برآورد شده است.

شکل ٤. شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در طول زمان

الف. شاخص قیمت تولیدکننده



ب. شاخص قیمت مصرف‌کننده



ماخذ: یافته‌های پژوهش

هدف اصلی از برآورد شاخص انعطاف‌پذیری سطح عمومی قیمت‌ها، اندازه‌گیری میزان اثرگذاری سیاست پولی بر تولید اقتصاد است. ارقام بالای برآورد شده برای این شاخص – برای دو شاخص قیمتی– گویای این واقعیت است که سیاست پولی در اقتصاد ایران دارای اثرات محدودی بر تولید کل است و سهم عمده‌ای از تغییرات پول (پایه پولی یا نقدینگی) به تغییرات قیمت یا تورم منجر می‌شود. با این وجود، آگاهی داشتن از میزان اثرگذاری سیاست پولی در دوره‌های رونق و رکود اقتصادی جهت ثبات بخشی از اقتصاد دارای اهمیت بیشتری است.

جدول (۳) مشخصات آماری توزیع شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را در طول زمان نشان می‌دهد. نتایج این جدول نشان می‌دهد که شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها برای هر دو شاخص قیمتی بعد از فیلتر نیز در طول زمان دارای تغییرات است؛ شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در طول زمان حدود ۱۵ درصد حول میانگین خود نوسان داشته است. همچنین این شاخص در سطح قیمت‌های مصرف‌کننده در مقایسه با قیمت‌های تولیدکننده دارای نوسان بیشتری در طول زمان است.

جدول ۳. مشخصات آماری شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها

	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
فیلتر باکستر کینگ				
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۸۱	۰/۱۳	−۰/۸۱	۱/۸۹
شاخص قیمت تولیدکننده	۰/۷۹	۰/۱۰	−۰/۱۷	۱/۱۵
فیلتر هودریک و پرسکات و میانگین متحرک				
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۸۱	۰/۱۸	−۱/٤۷	٤/٤٤
شاخص قیمت تولیدکننده	۰/۸۰	۰/۱٤	−۱/۱٤	۲/۰۵

– این جدول ضریب مشخصات آماری شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را در دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده که با استفاده از رابطه (۱۲) برآورد شده‌اند نشان می‌دهد. قبل از محاسبه مشخصات آماری، سری زمانی مربوط به شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها به دو روش فیلتر باکستر و کینگ (با پارامترهای ٦ و ۳۲) و فیلتر هودریک و پرسکات (با پارامتر ۱٦۰۰) فیلتر شده‌اند. داده‌های مورد استفاده برای شاخص قیمت مصرف‌کننده از ۱۳٦۹:۱ تا ۱۳۹٦:٤ و برای شاخص قیمت تولیدکننده از ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹٦:۱ است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۴) نتیجه مهم‌تری درخصوص تغییرات شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در طول زمان نشان می‌دهد. ردیف اول جدول (۴) ضریب همبستگی شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها

را بعد از فیلترهای روندزدایی با رشد اقتصادی بدون نفت نشان می‌دهد. همانگونه که مشخص است، شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها به طور معنادار، ویژگی ضدچرخه‌ای دارد. به عبارت دیگر، شاخص انعطاف‌پذیری برآورد شده در این مطالعه بالاتر است وقتی که رشد اقتصادی در سطوح پایین‌تری قرار دارد. این بدان مفهوم است که در دوره‌ای که رشد اقتصادی پایین است -یا اقتصاد در رکود به سر می‌برد- اعمال سیاست پولی انبساطی تولید اسمی را در مقایسه با تولید حقیقی بیشتر افزایش می‌دهد و برعکس در دوره رونق اقتصادی، اجرای سیاست پولی تولید حقیقی را به مراتب بیشتر از دوره‌های رکود اقتصادی متاثر می‌کند. نتیجه کلی این است که سیاست پولی در دوره‌های رکود اقتصادی به منظور برون‌رفت از وضعیت رکود دارای کارایی و اثرگذاری کمتری در مقایسه با دوره‌های رونق اقتصادی است.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با تعریف دو رژیم رونق و رکود نشان می‌دهند که اثرات سیاست پولی و اعتباردهی در این دو رژیم دارای اثرات نامتقارن است. بیات و جبل‌عاملی (۱۳۹۸) نیز با تحلیل رگرسیون به نتایج مشابهی دست یافته‌اند که رفتار قیمت‌گذاری در ایران تابع شرایط اقتصادی از جمله رشد اقتصادی است.

ستون‌های سوم و چهارم جدول (۴) تحلیل رگرسیون تغییرات شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی نشان می‌دهد که نتایج آن با نتایج به دست آمده با تحلیل ضریب همبستگی کاملا مشابه و همراستا است.

به منظور بررسی بیشتر پویایی‌های شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و توضیح رفتار این شاخص در برابر دوره‌های رونق و رکود، لختی (اینرسی یا سکون) شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها نیز دارای اهمیت است. لختی، تطبیق آهسته یک متغیر اقتصادی نسبت به تغییرات وضعیت اقتصاد است که می‌تواند به علت چسبندگی اطلاعات رخ دهد. یکی از روش‌های رایج برای برآورد لختی یک متغیر اقتصادی استفاده از مدل خودرگرسیون است (Moreira et al., 2018). نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون نشان می‌دهد که شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها برای دو شاخص قیمتی تولیدکننده و مصرف‌کننده به ترتیب برابر با

۰/۸۸ و ۰/۸۳ است[۱]. بالا بودن لختی شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها به این مفهوم است که در دوره‌های رکود اقتصادی که درجه چسبندگی قیمت‌ها افزایش یافته است. در دوره‌های بعدی نیز این شاخص کماکان بالا بوده است و بنابراین، وقفه اثرگذاری سیاست پولی را بر تولید کاهش می‌دهد.

جدول ٤. چرخه‌های تجاری و شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها

تحلیل رگرسیون			
	ضریب همبستگی	عرض از مبدا	ضریب نرخ رشد
فیلتر باکستر کینگ			
شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰/۱۳**	-۰/۰۰۲*	-۰/۱۲**
شاخص قیمت تولیدکننده	-۰/۱۵**	-۰/۰۰٤*	-۰/۱۷**
فیلتر هودریک و پرسکات و میانگین متحرک			
شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰/۱٤**	-۰/۰۰۳*	-۰/۱۸**
شاخص قیمت تولیدکننده	-۰/۱۹**	-۰/۰۰۱*	-۰/۲۳**

- این جدول ضریب همبستگی و تحلیل رگرسیون شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را در دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده که با استفاده از رابطه (۱۲) برآورد شده‌اند با رشد اقتصادی بدون نفت نشان می‌دهد. قبل از محاسبه مشخصات آماری، سری زمانی مربوط به شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها به دو روش فیلتر باکستر و کینگ (با پارامترهای ٦ و ۳۲) و فیلتر هودریک و پرسکات (با پارامتر ١٦٠٠) روندزدایی شده‌اند. داده‌های مورد استفاده برای شاخص قیمت مصرف‌کننده از ۱۳٦۹:۱ تا ۱۳۹٦:٤، برای شاخص قیمت تولیدکننده از ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹٦:۱ و برای تولید ناخالص داخلی بدون نفت از ۱۳۹٦:۱ تا ۱۳۹٦:۱ است.

- * و ** به ترتیب سطح معناداری را در ۱۰ و ۵ درصد نشان می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در بخش مدل توضیح داده شد، شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها از دو بخش تشکیل شده است؛ بخش اول آن که همان فراوانی تغییرات قیمت است، پاسخ بنگاه‌هایی را به تکانه‌های پولی نشان می‌دهد که می‌توانند قیمت‌های خود را مستقل از اندازه تکانه پولی تعدیل کنند. بخش دوم آن نیز نشان‌دهنده اثرات اضافه تورم است که از تغییر در ترکیب بنگاه‌های تعدیل‌کننده قیمت ناشی می‌شود. در مدل کالوو A' برابر با صفر است؛ بنابراین، تنها بخش اول شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها که همان فراوانی تغییرات قیمت است، وجود

۱. به منظور برآورد لختی شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها از حاصل جمع ضرایب برآورد شده مدل خودرگرسیون استفاده شده که وقفه بهینه براساس معیار آکائیک انتخاب شده است.

دارد. برآوردهای این مطالعه نشان می‌دهد که بخش دوم تشکیل‌دهنده شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها نیز وجود دارد و مخالف صفر است. بنابراین، مدل کالوو چندان با یافته‌های نتایج این مطالعه سازگاری ندارد. کرمی خرم‌آبادی و همکاران (۱۳۹۹) و کرمی و همتی (۱۳۹۴) نشان می‌دهند که ناهمگنی نحوه واکنش قیمت‌ها به تکانه‌های ویژه و کلان با مدل کالوو سازگار نیست.

جدول (۵) ضریب همبستگی بین بخش اول و دوم شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و تجزیه واریانس این شاخص را نشان می‌دهد. همانگونه که مشاهده می‌شود ضریب همبستگی بین بخش اول و دوم منفی است. علاوه بر آن، در مدل کالوو سهم توضیح‌دهندگی فراوانی تغییرات قیمت از نوسانات شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها برابر ۱ (صددرصد) است. این در حالی است که نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که فراوانی تغییرات قیمت برای شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده به ترتیب حدود ۵۵ و ۳۷ درصد از نوسانات شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را توضیح می‌دهد.

جدول ۵. ضریب همبستگی و سهم توضیح دهندگی بخش‌های اول دوم شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها

	$corr(IM, EM)$	$\frac{Var(IM)}{Var(F)}$	$\frac{Var(IM) + 2Cov(IM, EM)}{Var(F)}$
شاخص قیمت مصرف‌کننده	-۰/۵۷	۱/۴۸	۰/۵۵
شاخص قیمت تولیدکننده	-۰/۶۵	۱/۷۳	۰/۳۷

– این جدول ضریب همبستگی بین دو بخش برآورد شده از رابطه (۱۲) را نشان می‌دهد. همچنین این جدول سهم توضیح‌دهندگی فراوانی تعدیل قیمت‌ها را از نوسانات شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه در ابتدا نشان داده شد که توزیع تجربی مشاهده شده از تغییرات قیمت در سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده در طول زمان به طور معناداری تغییر می‌کند. از آنجا که انعطاف‌پذیری قیمت‌ها (یا به طور مشابه میزان چسبندگی قیمت‌ها) با اثرگذاری سیاست پولی ارتباط تنگاتنگی دارد، متغیر بودن توزیع تغییرات قیمت در طول زمان گویای این واقعیت است که اثرگذاری سیاست پولی نیز در طول زمان باید متغیر باشد. به همین منظور با استفاده از مدل ساختاری Ss و تخمین پارامترهای مربوط به آن با استفاده از واقعیت‌های مشاهده

شده از توزیع تغییرات اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده، شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها که نحوه واکنش قیمت‌ها به تکانه سیاست پولی را نشان می‌دهد، استخراج شد.

نتایج مربوط به تحلیل ضریب همبستگی و رگرسیون نشان داد که ارتباط معناداری بین شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و چرخه‌های تجاری وجود دارد؛ به گونه‌ای که شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها به صورت ضدچرخه‌ای عمل می‌کند؛ به این معنا که در دوره‌های رکود اقتصادی شاخص انعطاف‌پذیری قیمت‌ها افزایش یافته و بنابراین، اثرگذاری سیاست پولی بر تولید حقیقی کاهش می‌یابد و برعکس در دوره‌های رونق اقتصادی اثرگذاری سیاست پولی جهت رونق بیشتر به اقتصاد و یا برقراری ثبات اقتصادی افزایش می‌یابد.

به طور کلی می‌توان چنین نتیجه گرفت که در دوره‌های رکود اقتصادی با توجه به افزایش تعدیل قیمت‌ها اثرگذاری سیاست پولی جهت خروج اقتصاد از رکود حادث شده، کاهش می‌یابد، اما در دوره‌های رونق اقتصادی سیاست پولی می‌تواند در جهت افزایش بیشتر رشد اقتصادی موثرتر واقع شود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

از اساتید محترم راهنما و مشاور که همواره با سعه صدر و گشاده‌رویی هدایت این مقاله را پذیرفتند، تشکر و قدردانی می‌نمایم.

ORCID

Hooman Karami Khoramabadi https://orcid.org/0000-0001-6192-4643
Alireza Erfani https://orcid.org/0000-0003-1493-216X
Hosein Tavakolian https://orcid.org/0000-0002-7513-6282

منابع

بیات، سعید و مدنی‌زاده، سید علی. (۱۳۹۸). واکنش شاخص‌های رفتار قیمت‌گذاری به نرخ تورم: کاربردی از اطلاعات خرد قیمتی. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۹۰(۲۷)، ۷-۵۶.

بیات، سعید و جبل‌عاملی، پویا. (۱۳۹۸). الزامات سیاست‌گذاری تحت شرایط مختلف اقتصاد کلان: کاربردی از داده‌های خرد قیمتی. *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۳۹(۱۲)، ۱-۲۲.

جعفری صمیمی، احمد، احسانی، محمد علی، طهرانچیان، امیرمنصور و غلامی، زینب. (۱۳۹۶). تأثیر نامتقارن سیاست پولی و اعتبارات بانکی بر چرخه های تجاری در ایران: رهیافت خودرگرسیون برداری آستانه‌ای. *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۲(۲)، ۹-۳۳. doi: 10.22075/jem.2018.2877

ساعدی، معصومه (۱۳۹۸). چسبندگی قیمت‌ها و عوامل مؤثر بر آن: شواهدی از اقتصاد ایران. رساله کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه صنعتی شریف.

کرمی خرمابادی، هومن، عرفانی، علیرضا و توکلیان، حسین. (۱۳۹۹). بررسی مدل چسبندگی قیمت سازگار با اقتصاد ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۹(۳۳)، ۱-۲۹. doi: 10.22084/aes.2019.17976.2786

کرمی، هومن و همتی، مریم. (۱۳۹۴). ارزیابی مدل‌های قیمت‌گذاری در سطح خرده‌فروشی: رویکرد مدل عامل پویای بیزی. *پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۲۰(۶۵)، ۱۲۹-۱۵۷.

References

Alvarez, F., & Lippi, F. (2014). Price setting with menu cost for multiproduct firms. *Econometrica*, *82*(1), 89-135.

Barro, R. J. (2013). Inflation and economic growth. *Annals of Economics & Finance*, *14*(1).

Bayat S., Madanizadeh A. (2019). The threshold reaction of price setting behavior indexes to inflation rate changes: An application of price micro information to understand the changes of price rigidity degree. *Quarterly Journal of Economic Policies and Research, 27 (90)*, 7-56. [In Persian]

Bayat, S., Jabal Ameli, P. (2019). Policy requirements under different macroeconomic conditions: An application of micro CPI data**.** ***J****ournal of Monetary and Banking Research, 12(39)*, 22-1. [In Persian]

Berger, D., & Vavra, J. (2018). Dynamics of the US price distribution. *European Economic Review*, *103*, 60-82.

Bils, M., & Klenow, P. J. (2004). Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of political economy*, *112*(5), 947-985.

Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I., & Terry, S. J. (2018). Really uncertain business cycles. *Econometrica*, *86*(3), 1031-1065.

Caballero, R. J., & Engel, E. (2006). Price stickiness in Ss models: basic properties. *unpublished, MIT, October*.

Caplin, A. S., & Spulber, D. F. (1987). Menu costs and the neutrality of money. *The Quarterly Journal of Economics*, *102*(4), 703-725.

Cavallo, A. (2018). Scraped data and sticky prices. *Review of Economics and Statistics*, *100*(1), 105-119.

Dhyne, E., Alvarez, L. J., Le Bihan, H., Veronese, G., Dias, D., Hoffmann, J., ... & Vilmunen, J. (2006). Price changes in the euro area and the United States: Some facts from individual consumer price data. *Journal of Economic Perspectives*, *20*(2), 171-192.

Golosov, M., & Lucas Jr, R. E. (2007). Menu costs and Phillips curves. *Journal of Political Economy*, *115*(2), 171-199.

Guvenen, F., Ozkan, S., & Song, J. (2014). The nature of countercyclical income risk. *Journal of Political Economy*, *122*(3), 621-660.

Hall, R., Feldstein, M., Frankel, J., Gordon, R., Romer, C., Romer, D., & Zarnowitz, V. (2003). The NBER's Business-Cycle Dating Procedure. *Business Cycle Dating Committee, National Bureau of Economic Research*.

Hemmaty, M., & Bayat, S. (2013). Price setting in Iran: Some stylized facts from CPI micro data. *Journal of Money and Economy*, *8*(1), 75-108.

Jafari Samimi, A., Ehsani, M., tehranchian, A., Gholami, Z. (2017). The asymmetric impact of monetary policy and banking credits on business cycles in Iran: A threshold VAR approach. *Journal of Econometric Modelling*, 2(2), 9-33. doi: 10.22075/jem.2018.2877. [In Persian]

Karami Khoramabadi, H., erfani, A., Tavakoliyan, H. (2020). The investigation of price setting models compatible with the economy of Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 9(33), 1-29. doi: 10.22084/aes.2019.17976.2786. [In Persian]

Karami, H., Hematy, M. (2016). Evaluation of price setting models at retail level: Bayesian dynamic factor model approach. *Iranian Journal of Economic Research, 20(65)*, 129-157. [In Persian]

Kehoe, P., & Midrigan, V. (2015). Prices are sticky after all. *Journal of Monetary Economics*, *75*, 35-53.

Midrigan, V. (2010). Is firm pricing state or time dependent? Evidence from US manufacturing. *The Review of Economics and Statistics*, *92*(3), 643-656.

Moreira, R. R., Monte, E. Z., & Abdala, A. (2018). Inflation targeting and inflation deviation inertia: a study for Brazil based on the fractional integration approach. *Journal of Applied Economics*, *21*(1), 67-83.

Nakamura, E., & Steinsson, J. (2008). Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models. *The Quarterly Journal of Economics*, *123*(4), 1415-1464.

Nakamura, E., & Steinsson, J. (2010). Monetary non-neutrality in a multisector menu cost model. *The Quarterly journal of Economics*, *125*(3), 961-1013.

Petrella, I., Santoro, E., & de la Porte Simonsen, L. (2018). Time-varying price flexibility and inflation dynamics. *Discussion Paper 13027, CEPR.*

Saedi, M. (2019). Price stickiness and the factors affecting it: Evidence from the Iranian economy. Master thesis, Faculty of economics and management, Sharif nniversity of technology. [In Persian]

Vavra, J. (2014). Inflation dynamics and time-varying volatility: New evidence and a ss interpretation. *The Quarterly Journal of Economics*, *129*(1), 215-258.

Woodford, M., & Walsh, C. E. (2005). Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy. *Macroeconomic Dynamics*, *9*(3), 462-468.

استناد به این مقاله: کرمی خرم‌آبادی، هومن، عرفانی، علیرضا، توکلیان، حسین. (۱۴۰۱). کارایی سیاست پولی در دوران رکود و رونق اقتصادی با استفاده از داده‌های مربوط به اقلام تشکیل‌دهنده شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۲)، ۴۵-۷۵.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research ------
Volume 27, Issue 92, Fall 2022, 77-112
ijer.atu.ac.ir
http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2022.62434.1018

ATU PRESS

Original Research
Received: 21/07/2021
Accepted: 17/01/2022
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

The Entropy of Money in the Space of Output and its Relationship with the Development of the Stock Market in the Iranian Economy: Econophysics and STAR Approach

Mostafa Abdollahzadeh — Master of Economics, Islamic Azad University, Shiraz Branch, Shiraz, Iran

Hashem Zare* — Assistant Professor, Faculty of Economics and Management, Islamic Azad University, Shiraz Branch, Shiraz, Iran

Abstract

The main purpose of this paper is to calculate the entropy of money in the space of Gross domestic product with the approach of econophysics and investigating the effect of stock market development on it. In this regard, by using annual data in the period of 1370-1398 in the framework of Smooth Transition Autoregressive Model (STAR), the asymmetric behavior of monetary irregularities around a threshold at different levels of stock market value as a variable of analysis is investigated. The results show that at low levels of current value of the stock market (the first regime), net capital inventory and budget deficit of governments have positive effects and the number of companies admitted to the stock exchange organization have a negative effect on monetary entropy. At high levels of current value of the stock market (Second Regime), net capital inventory has negative effect and government budget deficit continued to have a positive effect on monetary entropy. Based on the results of this study, it is clear that the dynamics of the stock market will reduce monetary entropy, which is itself an indicator of wasting and lacking of access to the resources.

Keywords: Monetary Entropy, Econophysics, Stock Market

JEL Classification: E42 ،E44 ،E5

* Corresponding Author: Hashem.zare@gmail.com
How to Cite: Abdollahzadeh, A., Zare, H. (2022). The Entropy of Money in the Space of Output and its Relationship with the Development of the Stock Market in the Iranian Economy: Econophysics and STAR Approach. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (92)*, 77 -112.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۷

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۲، پاییز ۱۴۰۱، ۷۷-۱۱۲

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2022.62434.1018

محاسبه آنتروپی پول در فضای تولید و رابطه آن با توسعه بازار سرمایه در اقتصـاد ایران (رهیافتی از اقتصاد فیزیک و رگرسیون انتقال ملایم)

مصطفی عبداله‌زاده | کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز، شیراز، ایران

هاشم زارع * | استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شیراز، شیراز، ایران

چکیده

هدف اصلی این مقاله محاسبه میزان آنتروپی پول در فضای تولید ناخالص داخلی با رویکرد اقتصاد فیزیک و بررسی اثر توسعه بازار سرمایه بر آن است. در این راستا با استفاده از داده‌های سالیانه دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۰ در چهارچوب یک مدل رگرسیونی انتقال ملایم (STAR)، رفتار نامتقارن بی‌نظمی‌های پولی حول یک حد آستانه در سطوح مختلف ارزش بازار سرمایه به عنوان متغیر انتقال مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج تحقیق بیان می‌کند که در سطوح پایین ارزش جاری بازار سرمایه کشور (رژیم اول) متغیر خالص موجودی سرمایه و کسری بودجه دولت‌ها اثر مثبت و تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در سازمان بورس اثر منفی بر آنتروپی پول دارند و در سطوح بالای ارزش جاری بازار سرمایه (رژیم دوم) خالص موجودی سرمایه اثر منفی و کسری بودجه دولت‌ها همچنان اثر مثبت بر آنتروپی پولی داشته است. براساس نتایج این مطالعه مشخص می‌شود پویایی بازار سرمایه باعث کاهش آنتروپی پول که خود شاخصی برای هرزروی و عدم دسترسی به منابع شناخته می‌شود، خواهد شد.

کلیدواژه‌ها: آنتروپی پولی، اقتصاد فیزیک، بازار سهام.

طبقه‌بندی JEL: E58 ،E44 ،E42

* نویسنده مسئول: Hashem.zare@gmail.com

۱. مقدمه

علم اقتصاد از زمان ظهور، همواره پیوندی ناگسستنی با علم فیزیک داشته است. اقتصاددانان مدرن دلیل در حاشیه ماندن کاربرد فیزیک در علم اقتصاد را احتمال تضعیف دانش سنتی اقتصاد بیان می‌کنند. توسعه اقتصاد نئوکلاسیک اما به واسطه همین ارتباط بین علوم فیزیک و اقتصاد ممکن شد. ظهور اقتصاد نئوکلاسیک با تلاش‌های آلفرد مارشال[1] به اوایل قرن نوزدهم برمی‌گردد. نئوکلاسیک‌ها در آن زمان در تلاش برای بالا بردن جایگاه علمی اقتصاد، تصمیم گرفتند برای انتقال ایده‌ها و مفاهیم دستگاه‌های ریاضی از علم پیشرو که انرژی، فیزیک و آنتروپی بود و بعدها نیز هسته علم ترمودینامیک را تشکیل می‌داد، استفاده کنند. مفاهیم اساسی فیزیک از اواسط قرن نوزدهم توسط ایروینگ فیشر[2] در سال ۱۸۹۲ به زبان اقتصادی ترجمه شد. ذرات[3] به نهادهای اقتصادی و افراد تبدیل شدند، نیرو جایگزین مطلوبیت نهایی[4] شد و انرژی معادل مطلوبیت در نظر گرفته شد (Fisher, 1925). مهندسانی از قبیل لئو والراس[5]، ویلفرد پارتو[6]، فرانسیس اجورث[7] و استنلی جونز[8] برای مطالعه پدیدارهای اقتصادی از قبیل تعادل بازاری از استعاره‌هایی در حوزه مکانیک نیوتنی (از قبیل تعادل خودکار) بهره گرفتند. در نتیجه، قانون تعادل[9] بین علوم فیزیک و اقتصاد به اشتراک گذاشته شد؛ به صورتی که در فیزیک، یک نقطه تعادل با حداکثر تابع انرژی خالص تعیین می‌شود، در حالی که موقعیت تعادل در اقتصاد با حداکثر مقدار سود تعیین می‌شود. در نهایت اقتصاد نئوکلاسیک امروزی ایجاد شد، اما مبانی روش‌شناختی آن طی زمان به فراموشی سپرده شد. این اساس تفکر در مورد بازارها و اقتصادها که به عنوان سیستم‌هایی بسته برای رسیدن به یک حالت متعادل تلاش می‌کنند، معرفی شد.

شکی نیست که ترمودینامیک[10] به طور قابل توجهی به ظهور اقتصاد نئوکلاسیک کمک کرده است و این در هم‌تنیدگی دو علم در اوایل قرن بیستم پیشرفت بزرگی را در علم بشری

1. Marshall, A.
2. Fisher, I.
3. Particles
4. Marginal utility
5. Walras, L.
6. Pareto,V.
7. Edgeworth, F.
8. Jevons, S.
9. Law of equilibrium
10. Thermodynamics

بنیان نهاد. با این حال از آن زمان، اقتصاد و فیزیک به تدریج از یکدیگر دور می‌شوند. ظهور بحران‌های اقتصادی جهانی روشن کرده که امروز دوباره برای حل این بحران‌ها به اقتصادی مبتنی بر فیزیک نیاز است، اما فیزیک قرن نوزدهم شاید دیگر نتواند راه‌حلی جامع برای اقتصاد ارائه دهد، بلکه این بحران‌ها باید با فیزیک قرن ۲۱ حل شود. قابلیت تحلیل مسائل اقتصادی با رهیافت‌های اقتصادسنجی آنتروپی[۱]، اکونوفیزیک[۲] و اقتصاد کوانتوم[۳] به اثبات رسیده است (Jakimowicz, 2020).

مبحث آنتروپی برای اولین بار در سال ۱۹۷۱ در مقاله‌ای با عنوان قانون آنتروپی و روند اقتصادی[۴] توسط اقتصاددان آمریکایی نیکلاس ژورگسکو روگن[۵] در علم اقتصاد مطرح شد. این مقاله رویکردی بدیع را در نظریه تولید ایجاد کرد که شامل استفاده از قانون دوم ترمودینامیک در مبانی اقتصادی تولید بود. روگن معتقد است که تلفیق قوانین ترمودینامیک و اقتصاد تلاشی برای توضیح پدیده‌های فیزیکی نیست، بلکه هدف درک پدیده‌های اقتصادی شبیه‌سازی شده است (Roegen, 1971). از این رو، وی ترمودینامیک را فیزیک ارزش‌های اقتصادی نامید. او با استناد به قانون آنتروپی بیان شده توسط قانون دوم ترمودینامیک، آن را به عنوان اقتصادی‌ترین قانون فیزیک معرفی کرد. فرآیندهای اقتصادی آنتروپی پایین کالاها و خدمات اصلی را به آنتروپی بالای کالاها و خدمات نهایی تبدیل می‌کند. این یک توضیح بسیار قانع‌کننده از این واقعیت است که سطح آنتروپی پایین، دلیل مطلوبیت کالاهای نهایی است. بنابراین، ترمودینامیک می‌تواند بهترین توضیح را برای ارزش اقتصادی کالاها ارائه دهد. سادی[۶]، برنده جایزه نوبل شیمی و از پیشگامان حوزه فیزیک اقتصادی، چنین رویکردی را «ارگوسافی»[۷] یا دانش استنتاجی از فیزیک می‌نامد و آن را چنین تعریف می‌کند: رویکردی که به اقتصاد، جامعه‌شناسی و تاریخ با نگاه مهندسی و نه علوم انسانی می‌نگرد (Soddy, 1934). در ابتدا این رویکرد مفاهیم فیزیک آماری را برای

1. Econometrics of entropy
2. Econophysics
3. Quantum Economics
4. The Entropy Law and Economic Process
5. Roegen, N. G.
6. Soddy, F. (1934)
7. Ergosophy

حوزه اقتصاد وام می‌گیرد، سپس روابط میان آن دسته از از مفاهیم فیزیکی را به مفاهیم اقتصادی تعمیم می‌دهد.

۲. مبانی نظری

در فیزیک کلاسیک، آنتروپی یک سیستم، شاخصی برای تنزل کیفیت، از هم‌پاشیدگی و یا بی‌نظمی است و مقیاسی برای سنجش آن قسمت از انرژی سیستم است که برای کار مفید دیگر دسترس نیست؛ زیرا انرژی در دسترس محدود است و به صورت برگشت‌ناپذیر در محیط تلف می‌شود (Maneschi & Zamagani,1997).

به اعتقاد روگن ریشه اصلی «کمیابی اقتصادی» آنتروپی است. در واقع ماده- انرژی در یک فرآیند اقتصادی به صورت آنتروپی پایین وارد می‌شوند و به صورت آنتروپی بالا از آن خارج می‌شوند. به عبارت دیگر، ماده و انرژی در هر فرآیندی اتلاف می‌شوند و از شکل‌های کاربردی (انرژی آزاد) به شکل‌های کم‌فایده‌تر (با آنتروپی بالا) تبدیل می‌شوند.

روگن معتقد است آنتروپی محدودیت اصلی و نهایی روی عرضه و ریشه اصلی کمیابی است (Burkett, 2006). در بحث آنتروپی اثبات می‌شود که در سیستم‌های منزوی[1]، هر فعالیتی آنتروپی را افزایش می‌دهد و در تئوری اطلاعات آنتروپی مقیاسی از عدم قطعیت مربوط به متغیر تصادفی است (Liu et al., 2011).

آنتروپی یک سیستم بیان می‌کند ویژگی‌های یک سیستم در حالت متعادل ترمودینامیکی با گذر زمان تغییر نمی‌کند. این خصوصیات شامل وضعیت فیزیکی حرکت و انرژی ذرات است. فرض شرایط پایدار انرژی و تعداد ذرات ثابت برای شبیه‌سازی‌های آماری از اهمیت قابل ملاحظه‌ای برخوردار است. بنابراین، در این مطالعه اولین فرض، تشبیه اقتصاد ایران به یک سیستم بسته ترمودینامیکی است که در آن شرایط ارائه شده در رابطه (۱) بر قرار است.

$$E = \sum_i E_i \qquad (۱)$$

1. Isolated Systems

در رابطه (۱)، سطح انرژی کل سیستم (E) از مجموع انرژی زیرسیستم‌های آن محاسبه می‌شود.

تغییرات انرژی در هر کدام از زیرسیستم‌ها (E_i) مطابق رابطه (۱) توسط کلاسیوس[1] مورد بررسی قرار گرفت. وی برای تفسیر این تغییرات برای اولین بار از کلمه آنتروپی استفاده کرد. رابطه او به صورت رابطه‌های (۲) و (۳) ارائه شد.

$$S = \frac{1}{T} Q \qquad (۲)$$

$$\Delta S = \left(\frac{1}{T_2} - \frac{1}{T_1}\right) Q \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، ΔS بیانگر تغییرات آنتروپی و Q نشان‌دهنده سطح حرارت منتقل شده از شرایط دمایی T_1 به T_2 است. قوانین اول و دوم ترمودینامیک نیز بیان می‌کند:

۱- سطح انرژی کلی جهان همواره ثابت است.

۲- سطح آنتروپی در جهان همواره به حداکثر خود میل می‌کند ($\lim_{t\to\infty} S_t = \infty$). (Clausius, 1867).

همچنین مطابق قانون دوم ترمودینامیک، دما هرگز نمی‌تواند از جسم سردتر به جسم گرم‌تر منتقل شود. در فیزیک کلاسیک، آنتروپی یک سیستم، متناسب با میزانی از انرژی است که برای انجام کار فیزیکی، دیگر در دسترس نیست. در جامعه‌شناسی، آنتروپی به معنای تخریب یک ساختار، مانند تخریب قوانین یک سازمان در یک نظام اجتماعی است. در حالت کلی، آنتروپی به معنای بی‌نظمی، اختلال و هرج و مرج در هر سیستم دینامیکی و به عنوان مقیاسی از عدم دسترسی انرژی برای انجام کار است. در تئوری اطلاعات، آنتروپی مقیاسی از عدم قطعیت مربوط به متغیر تصادفی است (Liu et al., 2011). قانون افزایش آنتروپی در ترمودینامیک اشاره به روند رو به افزایش بی‌نظمی در جهان دارد. به عبارت دیگر، آنتروپی معیاری از میزان بی‌نظمی در مواد است. به عنوان مثال، مواد در حالت گازی به واسطه انرژی جنبشی و حرکت بی‌نظم ذرات نسبت به مواد جامد، دارای آنتروپی بالاتری است؛ زیرا ذرات در یک جسم جامد در یک موضع معین نوسان می‌کند.

1. Clausius, R.

بولتزمن[1] در سال ۱۸۶۶ مقاله‌ای با عنوان «در باب مفهوم مکانیکی قانون دوم ترمودینامیک» منتشر کرد و آنتروپی را نه به عنوان اتلاف بازگشت‌ناپذیر انرژی در یک سیستمT بلکه به عنوان میزانی از انرژی اجزای منفرد در یک سیستم که به سمت انرژی متوسط کل اجزای سیستم میل کرده‌اند، تفسیر کرد. وی بیان داشت تمایل ذاتی اجزا این است که با یکدیگر ممزوج شده و انرژی خود را با یکدیگر تسهیم کنند تا هنگامی که تمامی اجزا دارای انرژی برابری شوند.در چنین وضعیتی، تفاوت انرژی بین اجزا (پتانسیل کار) از بین رفته و سیستم به حداکثر آنتروپی رسیده است (Zencey, 1986). پس از ارائه مفاهیم اولیه ترمودینامیک توسط کلاسیوس و بولتزمن در قرن نوزدهم، جوسایا ویلاردگیبس[2] در ابتدای قرن بیستم شکل کامل‌تری از مبانی آنتروپی نظری را ارائه کرد (رابطه (۴)).

$$S = k_B \ln \frac{N!}{\prod_{i=1}^{n} N_i\,!} \approx -k_B N \sum_{i=1}^{n} p_i \ln p_i \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)، k_B ثابت بولتزمن، n تعداد سطوح متفاوت انرژی، N تعداد ذرات و $p_i = \frac{N_i}{N}$ به آن مفهوم است که در شرایط وجود تعداد زیاد ذرات ($N \gg 1$)، p_i برابر است با احتمال حضور ذره در سطح انرژی iام. بی‌نظمی عدم اطمینان را افزایش می‌دهد. به این دلیل که امتیازات و فرصت‌های افراد و سازمان‌ها به طور یکسان در اختیار همه کسانی که می‌خواهند با تلاش آن را به دست بیاورند، قرار نمی‌گیرد. این امر به طور ضمنی، منجر به اختلال و از هم‌گسیختگی در روابط موجود در بازارهای سیاسی و اقتصادی می‌شود. وجود نظم یک شرط لازم، اما ناکافی برای رشد اقتصادی در بلندمدت است. بی‌نظمی می‌تواند بر اثر تغییراتی باشد که منجر به کاهش اجرای قواعد یا کاهش همکاری باشد. این امر تغییرات شدیدی را در قواعد بازی ایجاد می‌کند (North, 2011).

در یک سیستم اجتماعی طبیعی به دلیل پویایی، آنتروپی و آشوب کاهش می‌یابد. به این معنی که نیروهای داخلی، سازمان‌دهنده و نظم‌دهنده هستند و به صورت طبیعی آنتروپی را کاهش می‌دهند. وقتی در جامعه آنتروپی افزایش می‌یابد، سیستم اجتماعی دچار آشوب و تنش می‌شود در نتیجه آن انرژی که می‌تواند در جهت انجام کار مفید استفاده شود، کاهش

1. Boltzmann, L.
2. Gibbs, J.

می‌یابد (قضاوی، ۱۳۹۱). یک سیستم اجتماعی طبیعی، سیستمی است که به لحاظ نهادی به صورت کارآمد عمل می‌کند و به صورت طبیعی از افزایش بی‌نظمی جلوگیری می‌کند. در کشورهای غیردموکراتیک و فاقد نهادهای کارآمد برای نظارت بر عملکرد مقامات دولتی، مداخلات دولت در اقتصاد، بیشتر از وظایفی که کلاسیک‌ها برای دولت قائل شده‌اند، موجب رشد بروکراسی و بروز پدیده‌هایی مانند رشوه، رانت و افزونه‌خواهی خواهد شد. در یک کشور با نهادهای ناکارآمد، هر چه اقتصاد متمرکزتر، بوروکراتیک‌تر و دولتی‌تر باشد، میزان رانت و فساد بیشتر می‌شود (تدبیر اقتصاد، ۱۳۸۲). افزایش رانت و فساد، میزان بیشتری از منابع را به سمت فعالیت‌های نامولد سوق می‌دهد. در نتیجه سهم بیشتری از منابع به صورت آنتروپی، هرزروی و عدم دسترسی از سیستم خارج می‌شود.

۲-۱. تغییرات آنتروپی

قانون افزایش آنتروپی در علم فیزیک ترمودینامیک اشاره به روند رو به افزایش بی‌نظمی در جهان دارد. فرض می‌کنیم با یک وضعیت آنتروپی نامتعادل[1] روبه‌رو هستیم. حال با ارائه رفتار آنتروپی به صورت رابطه (۵) داریم:

$$S = -k_B \sum p \ln p_{eq}^{-1} p + S_{eq} \qquad (۵)$$
$$= -k_B \sum_{n=1}^{N} \int p_n \ln \frac{p_n}{p_{eq,n}} dx_1 \dots dx_n + S_{eq}$$

در رابطه (۵)، یک تابع محدب از بردار توزیع است که فرمول گیبس را تعمیم می‌دهد. در آن، S_{eq} سطح آنتروپی در شرایط متعادل، p_{eq} بردارتوزیع احتمال در شرایط متعادل آنتروپی است. بنابراین، p_{eq} یک تابع مقدار ویژه[2] با ارزش صفر خواهد بود. حال مشتق مرتبه اول رابطه (۵) به صورت رابطه (۶) خواهد بود که در حالت آنتروپی متعادل برابر صفر

---

۱. Non-equilibrium Entropy در واقع شرایطی است که سیستم از لحاظ فیزیکی متراکم، دارای انرژی و حاوی ذرات با آنتروپی بالا است.

2. Eigenvalue

است[1]. مشتق مرتبه دوم آن نیز به صورت رابطه (۷) خواهد بود که نشان می‌دهد S در حالت متعادل در بیشترین مقدار خود قرار دارد و مقدار آن برابر است با S_{eq}[2].

$$\delta S = -k_B \sum \{\delta p \, ln(p_{eq}^{-1} p)\} \quad (۶)$$

$$\delta^2 S = -\frac{1}{2} k_B \sum \{\delta p p_{eq}^{-1} \delta p\} < 0 \quad (۷)$$

نرخ تغییرات آنتروپی و تولید آنتروپی با محاسبه مشتق از رابطه (۶) به صورت رابطه (۸) به دست می‌آید.

$$\frac{\delta S}{\delta t} = -k_B \sum \{\frac{\delta p}{\delta t} ln(p_{eq}^{-1} p)\} \quad (۸)$$

۲-۲. آنتروپی شانون به روش تصمیم‌گیری چند معیاره (MCDM)[3]

بن نعیم[4] با این استدلال که مفاهیم نظم و بی‌نظمی مفاهیمی فازی، مبهم و ذهنی‌اند و تعریف کاملا دقیقی ندارند، تفسیر آنتروپی به عنوان بی‌نظمی را نقد می‌کند و تفسیر شانون را می‌پذیرد، بر این اساس، وی آنتروپی را درجه‌ای از عدم تطابق، نااطمینانی یا فقدان اطلاعات مرتبط تعریف می‌کند (Ben Naim, 2007). در این مطالعه برای دستیابی به میزان بی‌نظمی در نظام پولی از روش آنتروپی شانون استفاده خواهیم کرد. در سال ۱۹۴۶ شانون[5] ریاضی‌دان برجسته آمریکایی در حیطه تئوری اطلاعات، مفهوم جدیدی از آنتروپی را ارائه کرد که امروزه به آنتروپی شانون یا آنتروپی اطلاعات[6] شناخته می‌شود. شانون شاخص آنتروپی در فضای اطلاعات را به صورت رابطه (۹) ارائه داد.

$$H(P_1, P_2, \dots, P_n) = -\sum_{i=1}^{N} P_i \log_b P_i \quad (۹)$$

1. First Order Condition
2. Second Order Condition
3. Multiple Criteria Decision Making
4. Ben Naim
5. Claude Shannon (1916-2001)
6. Information Entropy

در رابطه (۹) $P_1, P_2, \dots, P_n$ مقادیر احتمال برای N پیشامد (میکروحالت) از یک آزمایش تصادفی از متغیر X است (Jakimowicz, 2020). در قوانین مکانیک آماری که بر سری‌های زمانی در تئوری اطلاعات صادق و حاکم است در ابتدا توزیع‌های مختلف انرژی بین ذرات بررسی می‌شود و سپس تعداد میکروحالت‌های هر توزیع را محاسبه می‌کنند. یک میکروحالت به آرایشی گفته می‌شود که در آن مشخص است چه اتم‌هایی در چه تراز انرژی معینی قرار دارند. اساس کار در مکانیک آماری این است که با محاسبه میکروحالت‌های هر توزیع و سپس محاسبه کل میکروحالت‌های ممکن، محتمل‌ترین توزیع انرژی را معین کنند و آن را وضعیت تعادلی در نظر گیرند (Dugdale,1996). تابع چگالی P در اقتصاد می‌تواند مفاهیم متفاوتی داشته باشد. در اقتصاد منابع، این مفهوم بیانگر معادله‌ای بر حسب سهم نسبی منابع مورد استفاده عوامل مختلف است (Antonio et al., 2002). همچنین این تابع می‌تواند نوسانات مرتبط با بازار سهام باشد (Zunino et al., 2010).

نکته بارز آنتروپی شانون آن است که علاوه بر اینکه با آنتروپی‌های رایج ترمودینامیک (بولتزمن و گیبس) همخوانی دارد به واسطه اینکه نتیجه‌ای از میزان اطلاعات یک سیستم است، کاربردهای فراوانی خارج از علم فیزیک پیدا کرده است. در تئوری اطلاعات امروزه نسخه‌های متعددی برای میزان اطلاعات در یک سیستم را معرفی می‌کند که همه آن‌ها از آنتروپی شانون نشات می‌گیرند. در سال‌های اخیر آنتروپی شانون به طور گسترده‌ای در سیستم‌های پیچیده مانند سیستم‌های بیولوژیک، سیستم‌های اقتصادی و سیستم‌های اجتماعی کاربردهای فراوانی پیدا کرده است. به طور کلی، افزایش آنتروپی شانون، میزان اطلاعات گم شده سیستم را مشخص می‌کند. از آنجا که وجود اطلاعات می‌تواند میزان عدم قطعیت را کاهش دهد، جریان اطلاعات می‌تواند به عنوان شاخصی برای آنتروپی مورد استفاده قرار گیرد.

همانگونه که در رابطه (۹) ملاحظه می‌شود، تابع چگالی P بیانگر مقادیر احتمال برای N میکروحالت است. در ادامه این مطالعه ما دو میکروحالت حجم نقدینگی در سطح (M2) و ارزش تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت را به عنوان دو پیشامد به صورت سری‌های زمانی مورد بررسی و محاسبه قرار خواهیم داد. اولین گام در محاسبه آنتروپی شانون تشکیل ماتریس تصمیم است. ستون‌ها، معیار و سطرها، گزینه تعریف می‌شوند.

$$X = [x_{ij}]_{n*m} = \begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & \cdots & x_{nm} \end{bmatrix} \quad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، درایه x_{nm} بیانگر امتیاز گزینه n نسبت به معیار m است. سپس با تقسیم درایه‌های هر ستون بر مجموع آن ستون، درایه‌های نرمال و بی‌مقیاس شده را به دست خواهیم آورد و آن را p_{ij} می‌نامیم (رابطه (۱۱)).

$$p_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} x_{ij}} \quad ,j = 1,2,\dots,m \quad (۱۱)$$

بنابراین، آنتروپی S_j از طریق رابطه (۱۲) و (۱۳) محاسبه می‌شود. مقدار ثابت k بازه تغییرات آنتروپی را بین ۰ و ۱± نگه می‌دارد.

$$S_j = -k \sum_{i=1}^{n} p_{ij} \times \mathrm{LN}\, p_{ij} \quad (۱۲)$$

$$k = \frac{1}{\mathrm{LN}\, m} \quad (۱۳)$$

در رابطه (۱۲)، $P_{(x)}$ توزیع احتمال متغیر تصادفی x است. در ادامه مقدار D_j (درجه انحراف) محاسبه می‌شود که بیان می‌کند شاخص مربوطه (D_j) چه میزان اطلاعات مفید برای تصمیم‌گیری در اختیار تصمیم‌گیرنده قرار می دهد. هر چه مقادیر اندازه‌گیری شده شاخصی به هم نزدیک باشند، نشان‌دهنده آن است که گزینه‌های رقیب از نظر آن شاخص تفاوت چندانی با یکدیگر ندارند و بنابراین، نقش آن در محاسبات به همان میزان کاهش خواهد یافت (رابطه (۱۴)).

$$D_j = 1 - S_j \quad ,j = 1,2,\dots,m \quad (۱۴)$$

در نهایت با محاسبه W_j مقدار وزن اطلاعات مفید به ازای هر معیار به دست خواهد آمد (رابطه (۱۵)).

$$W_j = {D_j}/{\sum D_i} \quad , j = 1,2, \dots, m \tag{۱۵}$$

با توجه به جست‌وجوهای فراوان نویسندگان هیچ یک از مطالعات انجام شده، میزان آنتروپی پول در فضای تولید را در یک سیستم اقتصادی مورد بررسی قرار نداده است؛ چه آنکه ارتباط آن بر توسعه بازار سرمایه را مورد ارزیابی قرار دهد. بنابراین، نظر به اهمیت موضوع آنتروپی و اختلالات نظام پولی در محیط تولید ناخالص داخلی کشور، تاثیر بسط و توسعه بازار سرمایه برآن از دستاوردهای مهم پژوهش حاضر است.

۳. مفهوم آنتروپی پول و محاسبه آن در فضای تولید

به منظور درک مفهوم آنتروپی در علم اقتصاد لازم است به اختصار چندی از مفاهیم را مورد توجه قرار داد. به عقیده شِن ژک[1] (۲۰۰۷) در یک سیستم اقتصادی بسته (با فرض خلق نشدن پول توسط دولت و بانک)[2] حجم پول ثابت می‌ماند. پول از قانون بقا تبعیت می‌کند و خصوصیات انرژی را داراست. در نتیجه قانون‌مندی‌های واحدی بر این دو حکم‌فرماست. مولفه‌هایی که موجب تلقی هر واحد پول به عنوان یک واحد انرژی می‌شوند، بدین‌ترتیب‌اند:

- پول همچون انـرژی، تعیین‌کننده میزان توان برای انجام دادن کار است.
- پول همچون انـرژی، دارای قابلیت ذخیره‌سازی است.
- پول همچون انـرژی، می‌تواند به شکل‌های تبدیل‌پذیر به یکدیگر وجود داشته باشد (Ksenzhek, 2007).

رفتار پول نیز مانند انرژی دارای جریان خود به خودی به سمت تمرکززدایی است. در واقع با خرج کردن، تمرکز آن کاهش می‌یابد. از آنجا که هر رفتار خود به خودی برگشت‌ناپذیر است، این فرآیند نیز به صورت برگشت‌ناپذیر همراه با اتلاف انرژی منجر به کاهش کیفیت آن می‌شود. همچنین عکس چنین فرآیندی؛ یعنی انباشت و تمرکز پول، همراه با صرف انرژی خواهد بود. بدین ترتیب، پول نوع خاصی از انرژی است که در نظام اجتماعی در حال گردش است و قابلیت تغییر شکل به صورت‌های دیگر انرژی و برعکس

1. Ksenzhek
2. Ceteris paribus

را دارد.[۱] از این رو، قوانین عام انرژی ازجمله آنتروپی برآن صدق می‌کند. بنابراین، با قیاس میان پول و انرژی، توزیع تعادلی احتمالی پول باید از قانون توزیع نمایی بولتزمن- گیبس[۲] با دمای کارایی برابر با مقدار متوسط پول سرانه تبعیت کند. قانون مبنایی مکانیک آماری تعادلی قانون بولتزمن- گیبس است که بیان می‌کند توزیع احتمالی انرژی به صورت $P(\varepsilon) = Ce^{-\varepsilon/T}$ است. از آنجا که اساسی‌ترین مولفه برای استخراج قانون بولتزمن- گیبس، قانون بقای انرژی است در هر موردی که یک کمیت از ویژگی بقا برخوردار باشد، می‌توان تمام قوانین مرتبط ازجمله آنتروپی را به آن تعمیم داد (Cockshott et al, 2009). بنابراین و مطابق آنچه بن‌نعیم (۲۰۰۷) در مورد عدم تطابق بین دو سری از اطلاعات مرتبط در حوزه تعریف آنتروپی ایراد کرد، محاسبه آنتروپی بین دو متغیر پول و تولید (یا آنتروپی پول در فضای تولید) حائز مبانی نظری بوده و نتایج آن معتبر خواهد بود. در ادامه به ارائه دو تعریف جامع و مورد استفاده در این مطالعه خواهیم پرداخت.

آنتروپی عدم دسترسی[۳]، بیانگر میزانی از انرژی در سیستم است که در دسترس نیست، اما اثرات مخربی بر عملکرد آن دارد. این نوع آنتروپی قابل مشاهده نیست و بدون اینکه منفعتی داشته باشد، هزینه‌هایی را به جامعه تحمیل می‌کند. بخش دیگری از مفاهیم آنتروپی، به آنتروپی هرزروی[۴] است. این نوع آنتروپی به آن معناست که هر بخش از یک سیستم دارای ناکارآمدی است و منجر به از دست رفتن یا به هدر رفتن انرژی می‌شود؛ مانند فساد در سیستم‌های مالی و دولتی یا هزینه‌های که آلودگی و زباله‌ای که بنگاه ایجاد می‌کنند (صادقی عمرو آبادی و همکاران، ۱۳۹۴).

در پژوهش حاضر با در نظر گرفتن ارزش تولید ناخالص داخلی و حجم نقدینگی در سطح (M2) به قیمت‌های ثابت در اقتصاد به عنوان دو گزینه و تعداد سال‌های مورد مطالعه ۱۳۹۸-۱۳۷۰ به عنوان ۲۹ معیار، محاسبه آنتروپی با استفاده از نرم افزار متلب[۵] انجام خواهد شد. در واقع با توجه مفاهیم ارائه شده، آمار مربوط به ارزش تولید ناخالص داخلی و حجم نقدینگی از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی اقتباس شده است (جدول (۱)).

---

۱. به تعبیر ترمودینامیکی، دارای قابلیت امتزاج طرفینی جریان‌های انرژی یا (Mutual Coupling of Energy Flows) است.

2. Boltzmann-Gibbs exponential distribution law
3. Inaccessibility Entropy
4. Dissipation or Pollution Entropy
5. Matlab Software

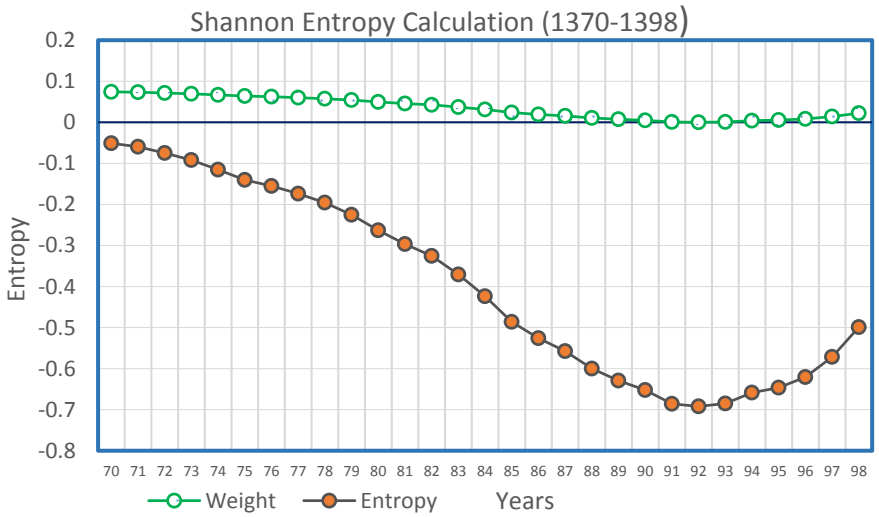
جدول ۱. نتایج محاسبه آنتروپی پول در فضای تولید اقتصاد ایران

سال	آنتروپی پولی	وزن اطلاعات مفید	سال	آنتروپی پولی	وزن اطلاعات مفید
۱۳۷۰	-۰/۰۵۰۹۲۰۵٤	۰/۰۷٤٤۱۰٦٦۷	۱۳۸۵	-۰/٤۸٦۱۵۸۰۵۸	۰/۰۲۳۹۸۲٤۹۷
۱۳۷۱	-۰/۰۵۹٦۷۹۱۸٦	۰/۰۷۳۳۹۵۸۵۹	۱۳۸٦	-۰/۵۲۵۸۱۵۸۱۲	۰/۰۱۹۳۸۷٦۰۹
۱۳۷۲	-۰/۰۷٤۷٦۸٤۵	۰/۰۷۱٦٤۷۵٦٤	۱۳۸۷	-۰/۵۵۷٤٤٤۸۵٤	۰/۰۱۵۷۲۲۹۵۵
۱۳۷۳	-۰/۰۹۱۸۰۱٤۵۳	۰/۰٦۹٦۷٤۰۵۹	۱۳۸۸	-۰/۵۹۹۸۲۵۰۲۳	۰/۰۱۰۸۱۲٦۳۸
۱۳۷٤	-۰/۱۱۵۱۲٤۵۳۸	۰/۰٦٦۹۷۱۷٦۳	۱۳۸۹	-۰/٦۲۹۲۵۳۹٤۳	۰/۰۰۷٤۰۲۷۹۸
۱۳۷۵	-۰/۱٤۰۳۸۲۸۸۷	۰/۰٦٤۰٤۵۲٤۱	۱۳۹۰	-۰/٦۵۲۰۱۵۱۷۷	۰/۰۰٤۷٦۵۷
۱۳۷٦	-۰/۱۵٤۹۷٦٤۲۳	۰/۰٦۲۳۵٤۳۸۲	۱۳۹۱	-۰/٦۸۵۸۲۷٦۷۹	۰/۰۰۰۸٤۸۰٦۳
۱۳۷۷	-۰/۱۷۳٦٤۹۷	۰/۰٦۰۱۹۰۸۳	۱۳۹۲	-۰/٦۹۲۱۷۱۰۰٦	۰/۰۰۰۱۱۳۱۰۳
۱۳۷۸	-۰/۱۹۵٦۰۳۱٤۲	۰/۰۵۷٦٤۷۲۲٦	۱۳۹۳	-۰/٦۸٤۸۷۳۰۰۳	۰/۰۰۰۹۵۸٦۷٦
۱۳۷۹	-۰/۲۲۵۰۷۸۵٤۳	۰/۰۵٤۲۳۲۱	۱۳۹٤	-۰/٦۵۸۳۷٤٤٤۳	۰/۰۰٤۰۲۸۸۹۳
۱۳۸۰	-۰/۲٦۳۲۰۰۹۰۹	۰/۰٤۹۸۱۵۱۰۷	۱۳۹۵	-۰/٦٤٦۲۲٦۰۷۵	۰/۰۰۵٤۳٦٤٤٦
۱۳۸۱	-۰/۲۹٦٤۹۵۵٦۷	۰/۰٤۵۹۵۷٤۷	۱۳۹٦	-۰/٦۲۰۷۵۳۹۹۲	۰/۰۰۸۳۸۷۷۳
۱۳۸۲	-۰/۳۲۵٦۳۳٤٦۲	۰/۰٤۲۵۸۱٤٤۹	۱۳۹۷	-۰/۵۷۱۵۰۱۲٤۲	۰/۰۱٤۰۹٤۳۳۲
۱۳۸۳	-۰/۳۷۰٤۸۹۹۹۷	۰/۰۳۷۳۸٤۲۱۱	۱۳۹۸	-۰/٤۹۸۸۵۱۷٤٦	۰/۰۲۲۵۱۱۷٦۲
۱۳۸٤	-۰/٤۲۳۵۳۰۳۵۹	۰/۰۳۱۲۳۸۷٦٦			

ماخذ: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار متلب)

همانگونه که از نمودار (۱) مشاهده می‌شود، قدرمطلق آنتروپی محاسبه شده از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۲ از ۰/۰۵ تا ۰/۶۹ افزایش یافته و پس از سال ۱۳۹۲ آنتروپی پولی در فضای تولیدی کشور روندی کاهشی داشته است. وزن اطلاعات مفید نیز با افزایش آنتروپی از سال ۱۳۷۰ از میزان ۰/۰۷ به ۰/۰۰۰۱ در سال ۱۳۹۲ کاهش یافته و پس از آن تا عدد ۰/۰۲ در سال ۱۳۹۸ افزایش یافته است. آنتروپی پول در فضای تولید در اقتصاد با توجه به مفاهیم نظری بیان شده به معنای میزانی از نقدینگی در سیستم اقتصاد کشور تعریف می‌شود که نه به تولید می‌انجامد و نه از تولید حاصل می‌شود و تنها هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد. بنابراین، همانگونه که ملاحظه می‌شود، اختلالات پولی در فضای اقتصاد تولیدی کشور از سال ۱۳۹۲ با تغییر روند مواجه شده است.

نمودار ۱. آنتروپی پول در فضای تولید اقتصاد ایران



ماخذ: یافته‌های پژوهش (براساس خروجی نرم‌افزار متلب)

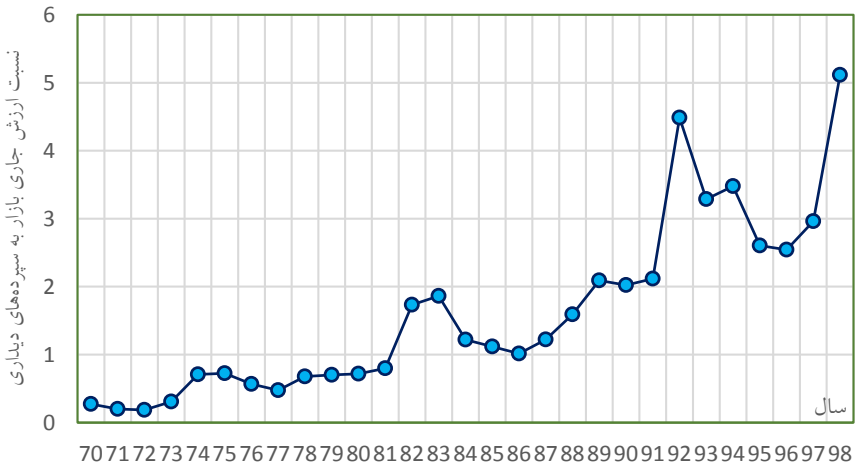
۳-۱. بازار سرمایه و برهم‌کنش سیاست‌های پولی و مالی

رشد شدید نقدینگی طی سال‌های پس از انقلاب ۱۳۵۷ در اقتصاد ایران باعث ایجاد عدم تعادل در بازار پولی و بخش واقعی اقتصاد شده است که این روند به ایجاد پدیده‌ای به نام نقدینگی سرگردان[1] منجر شده است. پدیده‌ای که به تنهایی می‌تواند تمامی معادلات اقتصادی کشور را دچار تحول کند و فضای مولد اقتصاد را به شدت تحت تاثیر قرار دهد. نقدینگی سرگردان شکارچی رانت است و به شدت به سمت کسب سود آسان و اقتصاد واسطه‌گری و دلالی متمایل است. نگاهی به روند رشد این نوع نقدینگی در اقتصاد کشور به اطلاعات دقیق از سهم بخش‌های مختلف اقتصاد در جذب نقدینگی نیاز دارد. از دغدغه‌های اصلی کشورهای در حال توسعه، قرار گرفتن در مسیر رشد و توسعه است. از مهم‌ترین رویکردهایی که در این راستا مطرح می شود، توسعه بازارهای مالی است (پاک‌مرام وهمکاران، ۱۳۹۸). با توجه به ساختارهای ناهمگون مالی در کشور و عدم وجود اطلاعاتی صحیح و شفاف، تنها مرجع قابل قبول در این زمینه، میزان سپرده‌های دیداری بانک‌ها و حجم بازار بورس است. نگاهی به نسبت این دو شاخص با حجم نقدینگی در کل کشور می‌تواند تصویری تقریبی از وضعیت نقدینگی

1. Wandering Liquidity

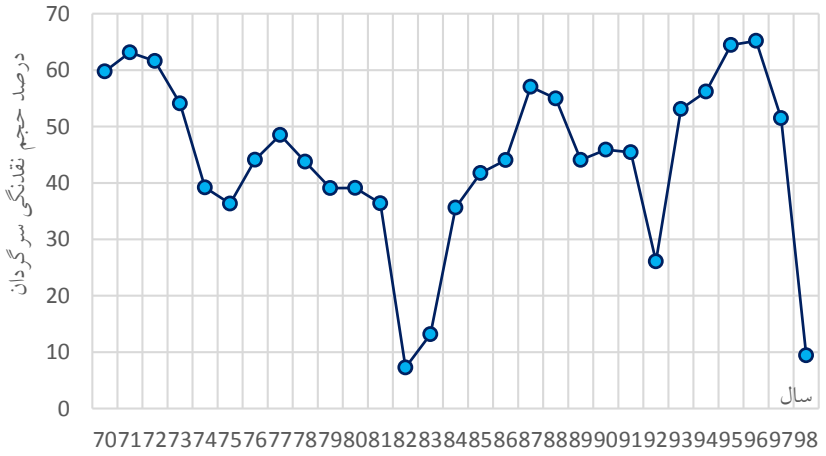
سرگردان در اقتصاد کشور را نشان دهد (حقیقت، ۱۳۹۴). بنابراین، در این پژوهش حجم نقدینگی سرگردان را از تفاوت کل حجم نقدینگی و حاصل جمع ارزش جاری بازار بورس و سپرده‌های دیداری محاسبه می‌کنیم.

نمودار ۲. نسبت ارزش جاری بازار بورس به سپرده‌های دیداری



ماخذ: پایگاه اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی

نمودار ۳. نسبت حجم نقدینگی سرگردان به کل نقدینگی



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نگاهی به روند تغییرات نسبت ارزش جاری بازار بورس به سپرده‌های دیداری در نمودار (۲) از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ نشان می‌دهد که از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۱ این نسبت همواره کمتر از یک بوده است؛ به آن معنی که ارزش جاری بازار بورس کمتر از حجم سپرده‌های دیداری بانک‌ها بوده است. درصد حجم نقدینگی طی این سال‌ها از ۶۰ درصد در سال ۱۳۷۰ به ۷ درصد در سال ۱۳۸۲ کاهش قابل ملاحظه‌ای را نشان می‌دهد. این کاهش موید موفقیت سیاست‌گذاران پولی در کنترل حجم نقدینگی سرگردان از سال ۱۳۸۱ با تکیه بر بازار سرمایه و توسعه متوازن سیستم بانک‌های خصوصی بوده است. از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۸ شاهد دو دوره متفاوت از رفتار این نسبت هستیم. دوره اول از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ است که حجم نقدینگی سرگردان از حدود ۷ درصد در سال ۱۳۸۲ به ۴۵ درصد در سال ۱۳۹۱ افزایش می‌یابد و دوره دوم که این حجم از ۲۶ درصد در سال ۱۳۹۲ به حدود ۹ درصد در سال ۱۳۹۸ روند کاهشی داشته است. در همین دوران نیز شاهد افزایش نسبت ارزش جاری بازار بورس به سپرده‌های دیداری از ۱/۷ در سال ۱۳۸۲ به ۲/۱ در سال ۱۳۹۱ و از ۴/۴۸ در سال ۱۳۹۲ به ۵/۱۱ در سال ۹۸ بوده‌ایم. بنابراین، با نگاهی به رفتار این شاخص‌ها، اثر قابل ملاحظه بازار بورس را بر جذب نقدینگی سرگردان در کل اقتصاد کشور مشاهده می‌کنیم. بررسی منابع پایه پولی طی دو دهه اخیر نشان می‌دهد که دو جزء خالص دارایی‌های خارجی و خالص بدهی‌های بخش دولتی به بانک مرکزی، در کنترل این نهاد نبوده است و از این رو، می‌توان به علت کم اثر شدن ابزارهای کمی و کیفی سیاست پولی به منظور کنترل حجم پول و عدم تناسب آن با تولید ناخالص داخلی پی برد. به عبارت دیگر، طی سال‌های گذشته از ابزارهای کمی پولی به صورت انقباضی استفاده شده و نیز در مورد کنترل کیفی اعتبارات توسط بانک مرکزی پیش‌بینی‌هایی انجام گرفته، اما به علت تسلط سیاست‌های مالی بر سیاست‌های پولی و عدم توانایی بانک مرکزی در کنترل حجم پول به دلیل کسری‌های بودجه قابل ملاحظه پس از انقلاب اسلامی، تاثیر سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد حتی در کوتاه‌مدت نیز رو به کاهش بوده است. در همین راستا طیف وسیعی از مکانیزم‌های انتقال سیاست‌های پولی که توسط قانون عملیات بانکی در اختیار مقامات پولی قرار داده شده است، نتوانسته دستیابی به اهداف کلی یک اقتصاد مطلوب را امکان‌پذیر سازد.

باتوجه به شرایط کنونی اقتصاد و رکود در اکثر صنایع، تامین مالی یا نقدینگی بنگاه‌های اقتصادی و تولیدی به یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های کشور تبدیل شده است. این در حالی است که بازار سهام کشور که از سال‌های گذشته تاکنون توانسته نقدینگی زیادی را به سمت خود جذب کند، می‌تواند نقش مهمی در تزریق سرمایه به شرکت‌ها و بنگاه‌های اقتصادی حاضر در بورس را ایفا کند تا سرمایه‌های جذب شده در راستای افزایش تولید و بهره‌وری به‌کار گرفته شوند. برای شرکت‌ها و کارخانه‌های حاضر در بازار سهام این امکان فراهم می‌شود که از طریق تامین مالی طرح‌های توسعه خود را گسترش دهند و پیوند میان بازار سرمایه و تولید رقم بخورد. بنا به مقررات سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، هر شرکت لازم است تا به صورت ماهانه گزارش فعالیت‌ها، تولیدات و صورت‌های مالی خود را به صورت شفاف به سازمان بورس ارائه دهد. بنابراین، با افزایش ورود و ثبت شرکت‌های جدید در این بازار، مسیر نقدینگی به سمت تولید هدایت می‌شود. در نتیجه با افزایش شفافیت اطلاعات از فرآیند کاری و شیوه گردش نقدینگی با ارائه گزارش از فعالیت‌ها به سامانه‌های زیرمجموعه سازمان بورس مانند سامانه اطلاع‌رسانی ناشران کدال، میزان اطلاعات گم شده در سیستم اقتصاد تولیدی کشور کاهش می‌یابد. با توجه به مفهوم آنتروپی، این فرآیند، دارای دو اثر عمده بر فضای تولیدی اقتصاد بر جا خواهد گذاشت:

۱- میزانی از منابع مالی و سرمایه‌ای که در فضای تولید در اقتصاد کشور وجود دارد، اما از آن استفاده نمی‌شود و یا به صورت ناکارا مورد استفاده قرار می‌گیرد، به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد؛ چراکه مدیران شرکت و متصدیان به جهت حفظ و بهبود ارزش سهم خود در بازار سرمایه در افق‌های مختلف زمانی، ملزم به افزایش بهره‌وری از منابع پولی و سرمایه‌ای خود هستند. بنابراین، ورود شرکت‌ها به بازار بورس آنتروپی هرزروی را که موید ناکارآمدی در یک سیستم و هدرروی منابع و انرژی است، کاهش می‌دهد.

۲- هر شرکت موظف است از حداکثر توان خود در تولید و ایجاد ارزش استفاده کند. بنابراین، با توجه به مفهوم آنتروپی عدم دسترسی، شرکت در راستای بهینه‌یابی از فعالیت‌های خود، آن دسته از منابعی که به صورت مالی یا سرمایه‌ای مورد نیاز شرکت است یا می‌تواند هزینه‌ها را پوشش می‌دهد از طریق انجام معاملات به سهامداران می‌فروشد تا از این طریق تنها از ارزش سهم شرکت خود برای پوشش هزینه‌های جاری یا توسعه‌ای استفاده کند؛ در نتیجه نیاز به استقراض از سیستم بانکی و پرداخت بهره تا حدود زیادی از بین می‌رود.

٤. الگو و روش‌شناسی پژوهش

رانگبائو گو[1] (۲۰۱۷) با بررسی کاربرد آنتروپی شانون در بازار سهام داو جونز[2] آمریکا نشان داد که آنتروپی شانون توانایی توضیح و پیش‌بینی رفتار شاخص این بازار در هر دو افق زمانی بلندمدت و کوتاه‌مدت را داراست. وی به صورت تجربی با اثبات وجود اختلالات در این بازار و اثر آن بر شاخص بازار سهام داوجونز به کاربرد مهم مفهوم آنتروپی در تحلیل بازار سهام اشاره داشت. لارنس فرانسیس لِیسی[3] (۲۰۲۱) نیز به تازگی در مطالعه‌ای به ارتباط پول و تولید ناخالص داخلی کشور آمریکا با در نظر گرفتن شاخص بازار سهام و دارایی ملی با روش آنتروپی پرداخت. وی ضمن بررسی ارتباط پول و تولید در حوزه محاسباتی شانون طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۹، اذعان داشت آنتروپی محاسبه شده در شاخص دارایی‌های ایالات متحده و شاخص بازارهای سهام این کشور تابعی از عرضه پول و ارزش تولید ناخالص داخلی است. همچنین او نشان داد که با افزایش آنتروپی در عرضه پول، اختلالات شاخص بازارهای سهام افزایش می‌یابد، اما اثر تغییرات آنتروپی در تولید ناخالص داخلی بر اختلالات شاخص بازارهای سهام مبتنی بر زمان و متغیر است.

در مقاله حاضر با الهام از متغیرهای مورد بررسی در این دو مطالعه، تلاش بر این است تا با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)[4] به بررسی تاثیرات متغیرهای کلان بازار بورس و اوراق بهادار تهران، کسری بودجه دولت‌ها و خالص موجودی سرمایه بر آنتروپی محاسبه شده پول در فضای تولید پرداخته شود.

براساس نظریه‌های اقتصادی برخی از متغیرهای سری زمانی و بسیاری از مدل‌های کلان اقتصادی خطی، دارای رفتار غیرخطی هستند. به عنوان مثال، ثابت شده است که در چرخه‌های تجاری، آهنگ نزولی بودن متغیرهای کلیدی کلان اقتصادی مانند تولید و اشتغال در دوره‌های رکود پرشتاب‌تر از آهنگ افزایش آن‌ها در دوره‌های رونق است (نوری، ۱۳۸۸).

گسترش به‌کارگیری مدل‌های غیرخطی باعث بهبود قابل توجهی در عرصه مدل‌سازی رفتار متغیرها در حیطه اقتصاد کلان و به ویژه اقتصاد مالی شده است. تخمین‌های خطی از

1. Rongbao Gu
2. Dow Jones
3. Lacey, L.
4. Smooth Transition Regression

پدیده‌های اقتصادی که رفتار غیرخطی از خود نشان می‌دهند برای مدل‌سازان آسان‌تر است، اما در بسیاری از موارد تصریح خطی چنین مدل‌هایی ما را به نتایج غلطی سوق خواهد داد. چنین امری ضرورت استفاده از مدل‌های رگرسیون غیرخطی را نشان می‌دهد. همچنین دو موضوع که در دهه‌های اخیر توجه محققان را به خود جلب کرده، غیرخطی بودن و تغییرات ساختاری در روابط داخلی مدل‌های اقتصادی است.

لاند برگ و همکاران[1] (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که الگوهای انتقال ملایم در شرایط وجود همزمان رفتار غیر خطی و تغییرات ساختاری، درک درست‌تری از مدل‌های اقتصادی سری زمانی ایجاد می‌کنند. این مدل اقتصادسنجی یک مدل رگرسیونی سری زمانی غیرخطی است که می‌توان آن را نوع خاصی از مدل رگرسیون تغییر وضعیت[2] که توسط باکُن و واتس[3] (۱۹۷۱) معرفی شد، تلقی کرد. آن‌ها با در نظر گرفتن دو خط رگرسیونی به طراحی این مدل پرداختند که در آن گذار از یک خط به خط دیگر به صورت ملایم اتفاق می‌افتد.

در ادبیات سری زمانی چان و تانگ[4] (۱۹۸۶) برای نخستین بار به تشریح و پیشنهاد مدل STR در مطالعات خود پرداختند. در سال‌های اخیر استفاده از مدل‌های غیرخطی رواج بیشتری یافته و محققین بسیاری در جهت توسعه این مدل‌ها کوشیده‌اند که از شاخص‌ترین آن‌ها تراسورتا[5] (۱۹۹۸) است.

یک مدل STR استاندارد با تابع انتقال لاجستیک[6] در حالت کلی به صورت رابطه (۱۶) ارائه می‌شود.

$$Y_t = \acute{\phi} z_t + \left(\acute{\theta} z_t\right) G(s_t, \gamma, c) + u_t \qquad (۱۶)$$

در رابطه (۱۶)، $\acute{\phi}$ بردار پارامترهای خطی و θ' بردار پارامترهای غیرخطی هستند. z_t نیز بردار متغیرهای برون‌زا مدل شامل وقفه‌هایی از متغیرهای درون‌زا و برون‌زا هستند. G بیانگر

1. Lundbergh, S., et al.
2. Switching Regression Model
3. Bacon and Watts (1971)
4. Chan & Tong (1986)
5. Teräsvirta
6. Logestic Function

تابع انتقال لاجستیک است و نحوه انتقال از رژیمی به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. در ادبیات موجود، شکل تابعی معمول آن به صورت رابطه (۱۷) تعریف می‌شود:

$$G(s_t,\gamma,c)=\{1+exp\left[-\gamma\prod_{j=1}^{J}(s_t-c_j)\right]\}^{-1}\ ,\gamma>0 \qquad (۱۷)$$

در رابطه (۱۷)، تابع انتقال G یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک بوده و شامل پارامتر شیب (γ) و پارامتر موقعیت c است. پارامتر شیب، سرعت انتقال را بین دو الگوی حدی مشخص می‌کند و پارامتر موقعیت، تعیین‌کننده حد آستانه بین این رژیم‌هاست. s_t متغیر انتقال است که تغییرات آن باعث تغییر ضریب متغیرهای برآوردگر می‌شود. این متغیر می‌تواند وقفه متغیر درون‌زا بوده و یا ازجمله متغیرهای برون‌زا و وقفه‌های آن باشد یا حتی می‌تواند متغیر سومی خارج از این چهارچوب انتخاب شود. بنابراین، ضرایب مدل STR بین ϕ و $\phi+\theta$ در نوسان خواهند بود. به منظور بررسی ویژگی‌های مدل STR با تابع انتقال لاجستیک براساس ون‌دیک[1] (۱۹۹۹)، فرض می‌کنیم متغیر وابسته Y تنها تابعی از مقادیر وقفه‌دار خودش باشد. در این صورت با فرض یک تابع انتقال دارای دو رژیم رابطه (۱۸) و (۱۹) را خواهیم داشت.

$$\begin{aligned}Y_t=&\left(\theta_0+\theta_1y_{t-1}+\cdots+\theta_py_{t-p}\right)\\&+\left(\phi_0+\phi_1y_{t-1}+\cdots\phi_py_{t-p}\right)G(s_t,\gamma,c)\\&+u_t\end{aligned} \qquad (۱۸)$$

$$G(s_t,\gamma,c)=\frac{1}{1+\exp\{-\gamma(s_t-c)\}} \qquad (۱۹)$$

نتایج این مدل یک مدل LSTR دو رژیمی نامیده می‌شود که پارامتر مکان c نقطه‌ای از انتقال بین دو رژیم حدی $G(s_t,\gamma,c)=0$ و $G(s_t,\gamma,c)=1$ را نشان می‌دهد. γ نشانگر سرعت انتقال بین رژیم‌هاست و مقادیر بیشتر γ نشان‌دهنده تغییر سریع‌تر رژیم است. به طور کلی برای تخمین این مدل چندین مرحله را باید طی کرد که شامل آزمون خطی بودن مدل، انتخاب متغیر انتخاب و نوع تابع انتقال است. در تابع انتقال معمولا دو حالت j=1 (LSTR1)

1. Van Dijk

و j=2 (LSTR2) در نظر گرفته می‌شود. در حالت j=1 پارامترهای $\phi + \theta G(s_t, \gamma, c)$ به صورت تابعی یکنوا[1] از s_t بین ϕ و $\phi + \theta$ تغییر می‌یابند. در حالت j=2 پارامترهای $\phi + \theta G(s_t, \gamma, c)$ به صورت متقارن[2] حول مقدار میانی $\frac{c_1+c_2}{2}$ متغیر خواهند بود و اگر دو مقدار برآورد شده حد آستانه برابر باشد، آنگاه تابع انتقال نمایی (ESTR) تایید می‌شود. در صورتی که وجود ارتباط غیرخطی بین متغیرها مورد تایید قرار گیرد، می‌توان این فرضیه را تایید کرد که ضرایب موجود در تابع واکنش آنتروپی پول در فضای تولید ناخالص داخلی همواره ثابت نبوده و تحت تاثیر شرایط می‌تواند تغییر یابد. سپس با تعیین متغیر انتقال می‌توان عامل اثرگذار بر این تغییر در ضرایب را شناسایی کرد. برای انجام این آزمون‌ها از رگرسیون کمکی رابطه (۲۰) که از بسط درجه سوم تابع لجستیک به دست آمده استفاده می‌شود (Lopez, 2008).

$$ENT_t = \acute{\phi} z_t + \left(\acute{\theta} z_t\right) G(s_t, \gamma, c) + u_t \qquad (۲۰)$$

جهت انتخاب متغیر مناسب، ابتدا آزمون خطی بودن مدل برای متغیرهای توضیحی استفاده می‌شود. سپس متغیری که آماره آزمون برای آن در بین سایر متغیرها کمترین باشد، انتخاب می‌شود (Escribano & Jorda, 1999). در آزمون خطی بودن فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل به صورت $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ و آماره آزمون مربوط به آن F خواهد بود. عدم رد این فرضیه نشان‌دهنده خطی بودن الگوست. در صورت تایید غیرخطی بودن مدل باید فرم تابعی مناسب برای تابع انتقال مورد بررسی قرار گیرد.

همان‌طور که گفته شد در مطالعات موجود تابع انتقال به دو فرم LSTR1 و LSTR2 مطرح شده است. تفاوت این دو مدل که در حالت LSTR1 دینامیک انتقال در دو طرف حد آستانه غیرمتقارن بوده، اما در حالت LSTR2 در دو طرف مقدار میانی حدود آستانه متقارن است. در این آزمون پس از برآورد رابطه (۲۰) مقادیر آماره آزمون برای فرضیات ارائه شده در رابطه (۲۱)، (۲۲) و (۲۳) محاسبه می‌شود.

$$H_{04}: \beta_3 = 0 \qquad (۲۱)$$

1. Monotonic Function
2. Symmetric

$$H_{03}: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0 \quad (۲۲)$$

$$H_{02}: \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (۲۳)$$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر ارائه شده در رابطه‌های (۲۱)، (۲۲) و (۲۳) به ترتیب با F_4، F_3 و F_2 نشان داده می‌شود. در این آزمون در صورت قوی بودن رد فرضیه H_{03} پیشنهاد می‌شود که از مدل LSTR2 (مدل LSTR با سه رژیم) استفاده شود که با آزمودن فرضیه $C_1 = C_2$ می‌توان یکی از این دو را انتخاب کرد و در صورتی که H_{02} یا H_{04} به صورت قوی‌تر رد شود، انتخاب مدل LSTR1 (مدل LSTR با دو رژیم) مناسب‌تر است.

۵. برآورد مدل و تحلیل یافته‌ها

در این مطالعه تمامی داده‌های مرتبط با سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ از پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده است. در گام نخست (جدول (۲)) به بررسی وضعیت ایستایی متغیرها می‌پردازیم. براین اساس در مطالعه حاضر با استفاده از آزمون زیوت و اندروز[1] در محیط نرم‌افزار EVIEWS 9 پایایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$ENT_t = f(COM_t, VAL_t, CAP_t, GDEBT_t) \quad (۲۴)$$

رابطه (۲۴) همان‌طور که پیشتر گفته شد با توجه به ادبیات و پیشینه مطالعات رانگبائوگو (۲۰۱۷) و لارنس فرانسیس لِیسی (۲۰۲۱) مورد تحلیل و برآورد قرار خواهد گرفت. در این رابطه ENT آنتروپی محاسبه شده پول در فضای تولید ناخالص داخلی، COM نرخ رشد تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، VAL نرخ رشد ارزش جاری کل بازار بورس، CAP نرخ رشد خالص موجودی سرمایه و GDEBT نرخ رشد کسری بودجه دولت‌ها هستند.

1. Zivot-Andrews

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد به روش زیوت و اندروز

متغیر	سال شکست	آماره محاسبه شده	نتیجه آزمون
ENT	۱۳۹۲	۰/۰۳۶۱۹	ساکن
VAL	۱۳۷۶	۰/۰۰۵۷	ساکن
CAP	۱۳۷۶	۰/۰۰۷۷	ساکن
COM	۱۳۷۶	۰/۰۰۷۰	ساکن
GDEBT	۱۳۸۹	۰/۰۱۹۵۷	ساکن

ماخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج آزمون زیوت – اندروز در جدول (۲)، ملاحظه می‌شود مانایی متغیرها را با یک شکست ساختاری در عرض از مبدا و روند در سطح معناداری ۵ درصد، نمی‌توان رد کرد. قبل از برآورد مدل به منظور اطمینان از صحت نتایج، آگاهی از چگونگی توزیع داده‌ها در اولویت قرار دارد. بنابراین در این مطالعه به منظور بررسی نرمال بودن متغیرها از آزمون کولموگروف– اسمیرنوف[1] در محیط نرم‌افزار SPSS استفاده خواهیم کرد.

جدول ۳. نتایج آزمون نرمالیتی متغیرها

متغیر	آمار آزمون	سطح معنی‌داری
GDP	۰/۱۰۹	۰/۵۲۹
M2	۰/۰۸۸	۰/۸٤۸
ENT	۰/۱۵۱	۰/۱۰۸
COM	۰/۱۲٤	۰/۳۳۳
VAL	۰/۱۰٤	۰/٦۰۸
CAP	۰/۰۹٤	۰/٤۳۱
GDEBT	۰/۱٦۲	۰/۰٦۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار SPSS)

با توجه به نتایج جدول (۳)، تمامی سطوح معنی‌داری بیش از ۰/۰۵ محاسبه شده‌اند و فرض نرمال نبودن توزیع داده‌ها رد می‌شود. زمانی که تعداد نمونه‌های مورد بررسی بیش از ۳۰ باشد، طبق قضیه حد مرکزی توزیع، داده‌ها به سمت توزیع نرمال میل می‌کنند، اما در نمونه‌های کمتر از ۳۰، نتایج آزمون K-S معتبر خواهد بود (Weber & Leemis, 2006).

1. Kolmogorov–Smirnov test

یکی از مسائل مهم در برآورد رگرسیون، موضوع برون‌زایی متغیرهای توضیحی است. یک متغیر هنگامی درون‌زاست که با اجزای اخلال همبستگی معناداری داشته باشد. با توجه به اینکه احتمال بروز مشکل درون‌زایی متغیرهای توضیحی وجود دارد، آزمون درون‌زایی دوربین- وو- هاسمن[1] به منظور اطمینان از قابل اتکا بودن نتایج نیز انجام خواهد شد.

جدول ٤. نتایج آزمون دوربین-وو-هاسمن

درجه آزادی	سطح معنی‌داری
٤	۰/۱۰٦۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه سطح معنی‌داری آزمون بیش از ۰/۰۵ است، بنابراین، فرض صفر مبنی بر برون‌زایی متغیرهای توضیحی پذیرفته خواهد شد.

۵-۱. آزمون غیرخطی بودن، انتخاب متغیر و فرم تابع انتقال

حال وجود رابطه غیرخطی مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدین منظور از تخمین رگرسیون کمکی حاصل از بسط درجه سوم تیلور تابع انتقال (رابطه (۲۰)) استفاده می‌شود. قبل از تخمین معادله باید ابتدا متغیر انتقال مشخص شود. متغیر انتقال، متغیری است که تغییرات آن و فاصله آن از حد آستانه می‌تواند بر اثربخشی متغیر یا متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته اثرگذار باشد.

جدول ۵. نتایج آزمون‌های خطی بودن، تعیین متغیر انتقال و فرم تابع انتقال

متغیر انتقال	سطوح عدم اطمینان				مدل
	F	F4	F3	F2	پیشنهادی
COM	۰/٤٤٥۹	۰/۲٥۹۱	۰/٤۲۸۰	۰/۷۲۳٥	خطی
*VAL	٥/۸۹۳۹×۱۰$^{-۱۱}$	۰/۲۹٥۸	۷/۰۹۳٥×۱۰$^{-٦}$	٥/۳٥٤٥×۱۰$^{-۷}$	LSTR1
CAP	۱/٦۰۳٤×۱۰$^{-۹}$	۰/۰۲۷۲	۲/٦۹۷٤×۱۰$^{-۹}$	۱/۲٤۳۱×۱۰$^{-٦}$	LSTR2
GDEBT	۹/۷٦۷۱×۱۰$^{-۹}$	۰/۳۷٤۱	۱/۷٤۳۰×۱۰$^{-٦}$	۹/٤۳۱۲×۱۰$^{-۸}$	LSTR1

ماخذ: یافته‌های پژوهش

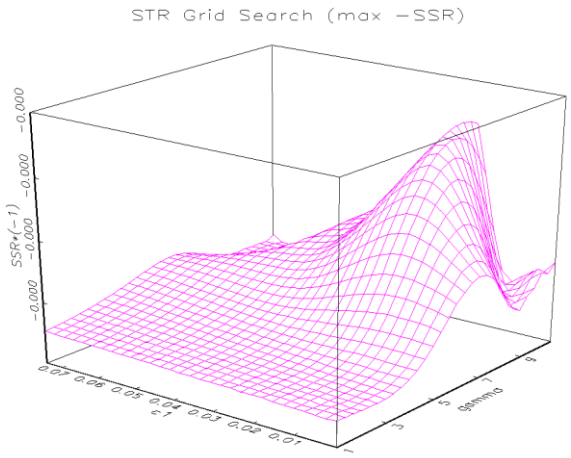
1. Durbin–Wu–Hausman test

با توجه به نتایج به دست آمده از آنجا که متغیر نرخ رشد ارزش جاری کل بازار بورس (VAL) کمترین سطح عدم اطمینان را داراست با رد فرضیه‌های H_{02} و H_{04} تابع لاجستیک دو رژیمی (LSTR1) انتخاب و متغیر بیان شده به عنوان مناسب‌ترین متغیر انتقال انتخاب می‌شود. بنابراین، ضرایب الگو براساس موقعیت نرخ رشد ارزش جاری بازار بورس می‌تواند دچار تغییر شود.

۵-۲. برآورد مقادیر اولیه در برآورد c و γ

با توجه به ماهیت غیرخطی الگوها، در این مرحله به یافتن مقادیر مناسب اولیه برای ضرایب الگوی رگرسیون انتقال ملایم توسط الگوریتم نیوتون- رافسون می‌پردازیم. جست‌وجوی مقادیر از طریق یک تقریب خطی برای c و خطی – لگاریتمی برای γ صورت می‌پذیرد. بدین صورت که برای هر مقدار c و γ مجموع مربعات خطا محاسبه می‌شود و مقادیری از این دو پارامتر به عنوان نقطه شروع الگوریتم معرفی می‌شوند که کمترین مجموع مربعات خطا[1] (SSR) را حاصل کند. در شکل (۱) قرینه مجموع مربعات خطا را که تابعی از c و γ هستند، نشان داده است. براساس نتایج برآورد؛ مقدار اولیه $c = 0.0180$ و $\gamma = 5.3805$ به عنوان نقطه شروع الگوریتم انتخاب می‌شوند.

شکل ۱. قرینه تابع مجموع مربعات خطا



ماخذ: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار Jmulti)

1. The Sum of Squared Residuals

پس از انتخاب مقادیر اولیه توسط نرم‌افزار JMulTi می‌توان ضرایب الگو را با در نظر گرفتن نرخ رشد ارزش بازار بورس به عنوان متغیر انتقال و فرم تابعی LSTR1 برای تابع انتقال برآورد کرد. نتایج این تخمین در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ٦. نتایج تخمین الگوی غیرخطی به صورت LSTR1

متغیر	ضریب	آماره t (ارزش احتمال)	متغیر	ضریب	آماره t (ارزش احتمال)
بخش خطی			بخش غیر خطی		
Const	-۰/۱۵۸	-٤/۰٤ (۰/۰۰۰)	Const	۰/۱۷۱	۳/۳۹ (۰/۰۵۵)
COM	-۰/۰۲۲	-۲/۹۸ (۰/۰۰۵)	COM	۰/۰۰۳	۲/۰۸ (۰/۰٤۲)
VAL	۰/۰۰۹	۲/۳۳ (۰/۰۲٦)	VAL	-۰/۱۰۷	-۲/٦٥ (۰/۰۱۳)
CAP	۰/۰۰۱	۱/۷٦ (۰/۰۸۷)	CAP	-۰/۰۲۹	-۲/۵۱ (۰/۰۱۸)
GDEBT	۰/۰۸۲	۲/٤۳ (۰/۰۲۹)	GDEBT	-۰/۰۰٤	-٤/۹٥ (۰/۰۰۰)
مقدار آستانه(C1)	۰/٦۸	۵/۰۷٦ (۰/۰۰۲)	آکائیک	-۳/۹۷	
سرعت انتقال(γ)	۸/٤۵۹	۸/۳۷۰ (۰/۰۰۰)	شوارتز	-۳/۰۹	
R^2	۰/۹۹		($\bar{R}^2$)	۰/۹۹	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

ملاحظه می‌شود که غیر از ضریب مربوط به نرخ رشد خالص موجودی سرمایه در بخش خطی، سایر ضرایب به دست آمده در جدول (۶) از معناداری لازم برخودار هستند. همان‌طور که در بخش‌های قبل توضیح داده شد، این الگو در حالت حدی از دو رژیم تبعیت می‌کند. رژیم اول حالتی است که تابع انتقال برابر با صفر باشد که تنها ضرایب قسمت خطی را خواهیم داشت. رژیم بعدی حالتی است که تابع انتقال برابر یک باشد. در این صورت ضرایب مدل برابر است با مجموع ضرایب بخش خطی و غیرخطی. بنابراین، در هر زمان ضرایب الگو متناسب با مقدار تابع انتقال می‌تواند بین این دو رژیم حدی قرار گیرد. همچنین از آنجایی که ضرایب در رژیم دوم الگو دارای علامت ضرایب رژیم اول است، این رخداد این‌گونه تفسیر می‌شود که اثر متغیرها در نزدیکی حد آستانه تضعیف می‌شود. همان‌طور که در بخش‌های قبل بیان شد ضرایب مدل STR، بین ϕ و $\phi + \theta$ در نوسان خواهد بود. بنابراین، می‌توان گفت که ضرایب بین مقادیر به‌دست آمده از رژیم اول و دوم در نوسان است.

نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد که پارامتر شیب که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل سرعت انتقال ملایم، ۸/۴۵۹ برآورد شده است. مقدار مکان وقوع تغییر رژیم نیز ۰/۶۸ درصد برآورد شده است. بنابراین، در صورتی که متغیر انتقال که در این مطالعه نرخ رشد ارزش جاری بازار بورس و اوراق بهادار تهران شناسایی شده است از ۰/۶۸ درصد تجاوز کند، رفتار متغیر مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن آن از حد آستانه‌ای محاسبه شده، در رژیم اول قرار خواهد گرفت. به دلیل اینکه ضرایب متغیرها با توجه به مقدار متغیر انتقال (VAL) و پارامتر شیب تغییر می‌کنند و در طول زمان یکسان نیستند، نمی‌توان مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول (۷) را به طور مستقیم تفسیر کرد و فقط به تحلیل علامت‌ها خواهیم پرداخت (رابطه (۲۵) و (۲۶)).

$$ENT_t = -۰/۱۵۸ - ۰/۰۲۲\ COM_t + ۰/۰۰۹\ VAL_t + ۰/۰۰۱\ CAP_t + ۰/۰۸۲ GDEBT_t \quad (۲۵)$$

رژیم اول

$$ENT_t = ۰/۱۷۱ - ۰/۰۹۸ VAL_t - ۰/۰۲۸ CAP_t + ۰/۰۷۸\ GDEBT_t \quad (۲۶)$$

رژیم دوم

عرض از مبدا در رژیم اول برابر ۰/۱۵۸- و در رژیم دوم ۰/۱۷۱ برآورد شده است. ضریب به دست آمده برای نرخ رشد تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس و اوراق بهادار تهران به صورت خطی برابر ۰/۰۲۲- و معنادار محاسبه شده که با توجه به نتیجه تخمین، اثر آن بر آنتروپی پول در فضای تولید قبل از حد آستانه و تغییر رژیم، منفی و مطابق انتظار برآورد شده است. بنابراین، مقدار این ضریب همواره منفی و بین ۰/۰۲۲- و ۰/۰۱۹- تغییر می‌کند. مطابق انتظار این نتیجه بیانگر آن است که با افزایش نرخ رشد تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در سازمان بورس، آنتروپی پول در فضای تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد. با پیوستن شرکت‌های جدید به سازمان بورس و لزوم انتشار صورت‌های مالی ضمن افزایش شاخص اطلاعات مفید و تلاش شرکت برای رسیدن به سطح سودآوری بدیهی است که اختلالات پولی کاهش می‌یابد.

متغیر نرخ رشد ارزش جاری بازار بورس که دلیل رابطه غیر خطی مدل نیز است تا قبل از حد آستانه و در رژیم اول تاثیر مثبت و بعد از حد آستانه و در رژیم دوم اثر منفی بر آنتروپی پول در فضای تولید دارد. در واقع این نتایج بیانگر آن است که ارزش بازار بورس در سطوح مختلف تاثیرات نامتقارنی بر اختلالات نظام پولی در فضای تولید کشور خواهد داشت. قبل از حد آستانه؛ یعنی در سطوح پایین ارزش جاری بازار بورس با عدم مشارکت شرکت‌ها و سازمان‌های صنعتی و قرار نگرفتن در یک محیط رقابتی به طبع با افزایش آنتروپی پولی همراه است، اما با عبور از حد آستانه‌ای و افزایش ارزش بازار از آن، آنتروپی رو کاهش می‌رود. ارزش جاری بازار سهام از مجموع حاصل‌ضرب تعداد سهام منتشر شده در قیمت‌های مربوطه به دست می‌آید.

متغیر موثر بعد خالص موجودی سرمایه است. موجودی سرمایه یکی از مهم‌ترین نهاده‌های تولید است. از دیدگاه نظری، اقتصاددانان معتقدند که سرمایه مهم‌ترین عامل رشد و توسعه اقتصادی است (عظیمی، ۱۳۷۱). تمامی مدل‌های ارائه شده در زمینه رشد اقتصادی نظیر مدل رشد هارود- دومار، سولو[1]، مدل‌های رشد درون‌زای نئوکلاسیک‌ها و تئوری توسعه رستو[2] بر اهمیت نقش سرمایه چه در بخش تقاضا و چه در بخش عرضه اقتصاد تاکیدی خاص دارند. کالاهای سرمایه‌ای شامل کالاهای مشهود نظیر ساختمان‌ها و ماشین‌آلات و کالاهای نامشهود مانند نرم‌افزارها، حق اکتشاف و منابعی از این دست می‌شوند. موجودی سرمایه تصویری ابتدایی از دارایی‌های سرمایه‌ای موجود برای استفاده در فرآیند تولید در یک لحظه از زمان فراهم می‌آورد. همچنین موجودی سرمایه که شاخصی برای پیش‌بینی عملکرد بالقوه در اقتصاد است در سیاست‌های اقتصادی و تحلیل‌های رشد اقتصادی جایگاه مهمی دارد و مبنایی برای اندازه‌گیری ثروت ملی و درک عوامل موثر بر رشد اقتصادی، مانند پیشرفت بهره‌وری، پیشرفت فنی و کارایی ارائه می‌دهد. منظور از سرمایه در این پژوهش، دارایی‌های غیرمالی تولید شده ثابت (واحدهای مسکونی، سایر بناها و سازه‌ها و ماشین‌آلات و تجهیزات) خواهد بود که تحت عنوان تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در حساب‌های ملی تعریف شده است. سپس با کسر مصرف سرمایه ثابت دارایی‌های ثابت فیزیکی در هر سال به رقم موجودی سرمایه خالص دست خواهیم یافت (معاونت اقتصادی

1. Harrod-Domar growth model
2. Walt Whitman Rostow (1916-2003)

بانک مرکزی، ۱۳۹۹). با معرفی مختصر این متغیر با اهمیت در ادبیات اقتصادی اکنون به بررسی تاثیر آن بر اختلالات نظام پولی خواهیم پرداخت.

با توجه به نتایج تخمین این متغیر قبل از حد آستانه و در رژیم اول دارای تاثیر مثبت و بعد از گذشتن از حد آستانه و در رژیم دوم اثر منفی بر آنتروپی پول داشته است که این نتایج مطابق با انتظار و منطبق بر نظریه‌های اقتصادی است. موجودی سرمایه حاصل طی روند تشکیل تا بهره‌برداری از سرمایه است. مفهوم اصلی تشکیل سرمایه آن است که یک مجموعه حاصل تمام فعالیت‌های خود را به نیازمندی‌های و تمایلات مصرفی فوری تخصیص نمی‌دهد و قسمتی از آن را صرف تولید کالاهای سرمایه‌ای می‌کند. به بیان دیگر، ماهیت و جوهره جریان سرمایه عبارت است از تخصیص بخشی از منابع به تولید، ایجاد، خرید و یا اجاره کالاهای سرمایه‌ای تا بتوان در آینده امکان بسط و گسترش تولید را ایجاد کرد (Nurkse, 1953). در سطوح پایین موجودی خالص سرمایه به دلیل عدم امکان تولید از منابع سرمایه‌ای از جمله ماشین‌آلات، ساختمان و... به عنوان نهاده اصلی، مسیر نقدینگی به تولید در تنگنا قرار می‌گیرد، اما با ایجاد سرمایه و رفع این تنگنا، بهره‌وری در بخش‌های فعال تولیدی افزایش یافته به مرور از بی‌نظمی پول در فضای تولید کاسته و نقدینگی به سمت تولید هدایت می‌شود.

تاثیر نرخ رشد کسری بودجه دولت‌ها در هر دو رژیم بر بی‌نظمی پول، مثبت و معنادار بوده است. کسری بودجه[1] به عنوان یک ابزار سیاست مالی نقش حیاتی در کمک به دولت‌ها برای دستیابی ثبات اقتصادی در سطح کلان، کاهش فقر، توزیع مجدد درآمد و رشد پایدار

---

۱. معنی کلمه «کسری» از مفهوم «بدهی» که بیانگر انباشت کسری‌های سالانه است، متمایز است. کسری‌ها هنگامی به وقوع می‌پیوندند که مخارج دولت از درآمد به‌دست آمده فراتر رود. عموما کسری بودجه دولت را می‌توان شامل دو عنصر در نظر گرفت، عنصر ساختاری و عنصر دوره‌ای. در پایین‌ترین سطح از چرخه تجاری، سطح بالایی از بیکاری وجود دارد که این امر بدین معناست که درآمد مالیاتی پایین و مخارج (همانند تامین اجتماعی) بالا است. برعکس، در نقطه اوج چرخه تجاری، بیکاری پایین بوده، درآمد مالیاتی در حال افزایش و مخارج تامین اجتماعی در حال کاهش هستند. در نقاط پایین چرخه تجاری به میزان استقراض مورد نیاز کسری بودجه دوره‌ای گویند. براساس این تعریف، کسری بودجه دوره‌ای به طور کامل به واسطه مازاد دوره‌ای در اوج چرخه تجاری بازپرداخت خواهد شد. کسری بودجه ساختاری، نوعی از کسری بودجه است که در طول چرخه تجاری باقی می‌ماند، چراکه سطح عمومی مخارج از سطوح درآمدی متداول فراتر رفته می‌رود. کسری بودجه مشاهده شده با کل کسری بودجه ساختاری به همراه کسری یا مازاد بودجه دوره‌ای برابر است (Dillow, 2013)

را بر عهده دارد. در کشورهای توسعه‌یافته، بودجه دولت عموما یک ساختار درآمدی مبتنی بر مالیات و یک ساختار مخارجی انعطاف‌پذیر دارد؛ به طوری که از کسری بودجه مزمن جلوگیری می‌کند. به علاوه، در این کشورها کسری‌های موقتی اغلب با استقراض از بازارهای مالی داخلی و خارجی تامین می‌شود. بنابراین، تا حد ممکن تاثیرگذاری وضعیت مالی دولت بر نقدینگی کاهش می‌یابد. مطالعات تجربی نیز این موضوع را تایید کرده‌اند، اما در کشورهای در حال توسعه - به ویژه کشورهای دارای منابع نفت- ساختار بودجه از حیث درآمدی، پرنوسان و از حیث مخارجی، انعطاف‌ناپذیراست. این ساختار نامناسب با ایجاد کسری بودجه‌های پی‌درپی موجب تمایل دولت‌ها به سیطره بر بخش پولی می‌شود که «همسازی» بخش پولی با وضعیت مالی دولت و استفاده بی‌رویه از حق‌الضرب را به همراه دارد. بنابراین، در کشورهای در حال توسعه، توجه صرف به نقش بانک مرکزی در کنترل تورم کافی نیست، بلکه لازم است قدرت واکنش مثبت یا منفی نقدینگی به وضعیت مالی بودجه دولت نیز مورد ارزیابی قرار گیرد (Kwon et al., 2009).

ناکافی بودن منابع مالیاتی و نوسانات درآمدهای نفتی موجب ساختار درآمدی ناپایدار شده است. همچنین نوع نظام حاکمیتی، نگرش دولتمردان و وجود درآمدهای نفتی سهل‌الوصول، روند به شدت صعودی و کاهش‌ناپذیر مخارج جاری را به همراه داشته است. بر این اساس، مخارج دولت در هنگام افزایش درآمدهای نفتی به سرعت منبسط و تامین مالی می‌شود؛ در حالی که با کاهش درآمدهای نفتی، انقباض آن از نظر سیاسی- اجتماعی پذیرفته نیست. امکان افزایش فشار مالیاتی نیز به دلایلی از قبیل پایه مالیاتی کوچک و نظام مالیاتی ناکارآمد وجود ندارد. در نتیجه دولت‌ها در تمامی سال‌های بعد از انقلاب (بجز سه سال) با کسری بودجه مواجه بوده‌اند که برای تامین آن بیشتر به استقراض مداوم و بی‌قید و بند از بخش پولی روی آورده‌اند. نقدینگی همراه با کسری بودجه -که روند کاهشی در آن مشاهده نمی‌شود- افزایش یافته و متعاقب آن تورم دو رقمی اقتصاد ایران را ایجاد و بازتولید کرده است. به عبارت دیگر، «کسری بودجه مزمن» و «تسلط بخش مالی دولت بر بخش پولی» دو مشخصه اقتصاد ایران در سال‌های بعد از انقلاب است که به نظر بسیاری از اقتصاددانان از دلایل اصلی رکود و تورم محسوب می‌شود.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه ابتدا به محاسبه میزان آنتروپی پول در فضای تولید ناخالص داخلی که نمایان‌گر سطح بی‌نظمی و اختلال در نظام پولی کشور است، پرداخته شده است. محاسبه آنتروپی پولی با استفاده از یک رویکرد اقتصاد فیزیک و به روش تصمیم‌گیری چند معیاره (MCDM) طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۷۰ انجام گرفت. در این روش برای دستیابی به خروجی مورد نظر در محیط نرم‌افزار متلب از ارزش تولید ناخالص داخلی و حجم نقدینگی به عنوان دو گزینه و سال‌های مورد مطالعه به عنوان ۲۹ معیار استفاده شد. داده‌های سری زمانی از پایگاه اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده‌اند. نتایج بیانگر روند افزایشی آنتروپی پول در فضای تولید اقتصاد کشور از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۲ بود. در واقع نقطه عطف روند، سال ۱۳۹۲ با بیشترین میزان بی‌نظمی پولی بوده است. سپس نامتقارن بودن رفتار آنتروپی پول در فضای تولید ناخالص داخلی در سطح مختلف ارزش کل بازار بورس با استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم (STAR) مورد آزمون قرار گرفت. نتایج این مطالعه نشان داد که ارتباط غیر خطی بین ارزش بازار بورس و اوراق بهادار و آنتروپی پول در فضای تولیدی اقتصد ایران وجود دارد. همچنین تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در سازمان بورس، خالص موجودی سرمایه و کسری بودجه دولت‌ها نیز با آنتروپی پول دارای ارتباط معنی‌دار در هر دو رژیم اول و دوم در سطوح بالا و پایین آنتروپی پول هستند. در سطوح پایین ارزش جاری بازار بورس به عنوان متغیر انتقال، نسبت به حد آستانه برآورد شده ۰/۶۸ درصد، تنها تعداد شرکت‌های حاضر در بازار سرمایه کشور تاثیری منفی بر آنتروپی پول در فضای تولید داشته است. با عبور از حد آستانه؛ یعنی توسعه بازار سرمایه کشور و افزایش ارزش سهام شرکت‌ها در سطوح بالای ارزش جاری بازار بورس، خالص موجودی سرمایه و ارزش جاری بازار بیش از حد آستانه اثری منفی و معنی‌دار بر اختلالات پولی خواهد داشت. متغیر کسری بودجه دولت‌ها همانگونه که در برآورد جدول (۵) ملاحظه می‌شود، چه در سطوح پایین ارزش جاری بازار سرمایه و چه در سطوح بالاتر از حد آستانه، همواره بی‌نظمی پول را افزایش داده است.

٦-١. توصیه سیاستی

در سال‌های اخیر با تاثیر دولت‌ها بر بازارهای مالی از جمله بازار بورس و اوراق بهادار و تلاش برای تامین بودجه و پوشش بخشی از هزینه‌ها از این طریق، بی‌ثباتی و اختلالات پولی در فضای تولید و بازار سرمایه کشور بیش از پیش افزایش یافته است. براین‌اساس بخشی از وظیفه دولت که حمایت از بازار سرمایه و جلوگیری از هرج و مرج، فساد و بی‌ثباتی در بازارهای مالی است، مخدوش شده است. با توجه به تاثیر معنی‌دار و قابل ملاحظه کسری بودجه دولت در هر دو سطح پایین و بالای ارزش بازار بورس برآنتروپی پول در فضای تولیدی کشورکه خود شاخصی برای هرزروی و عدم دسترسی به منابع تولیدی در اقتصاد در نظر گرفته می‌شود، دولت‌ها باید ضمن حمایت از تولیدکنندگان و ارزش بازار سرمایه کشور، بستری مناسب و آسان برای ورود شرکت‌ها به این بازار را فراهم کرده تا علاوه بر ایجاد محیطی رقابتی و پویا در تولید و ایجاد ارزش از نهاده سرمایه در اقتصاد کشور با شفاف‌سازی کلیه فعالیت شرکت‌ها در صنایع خرد و کلان تا حدود زیادی به افزایش تولید و رشد اقتصادی کمک کنند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Mostafa Abdollahzadeh http://orcid.org/0000-0001-7855-1425

Hashem Zare http://orcid.org/0000-0002-4141-0589

منابع

حقیقت، جعفر. (۱۳۹۴). *اقتصاد پولی*. تبریز: انتشارات دانشگاه تبریز.

شقاقی، فیروز، پاک مرام، عسگر، بادآور نهندی، یونس. (۱۳۹۹). تاثیر مولفه‌های کیفیت نهادی بر متغیرهای بازار سهام. *علمی پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۲۵(۸۵)، ۱۳۷-۱۶۶.

صادقی عمرو آبادی، بهروز، دی فث، برایان، رنانی، محسن. (۱۳۹۴). اندازه‌گیری شاخص آنتروپی سیستم در یک شبکه اقتصادی پیچیده (مطالعه موردی ایران). *اقتصاد مقداری*، ۱۲(۱)،۹۳-۱۲۶.

عظیمی، حسین.(۱۳۷۱). *مدارهای توسعه نیافتگی در اقتصاد ایران*. تهران: نشر نی.

فلاحی، فیروز، منتظری، جلال. (۱۳۹۳). اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران: آزمون وجود منحنی آرمی با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲(۶۹)، ۱۳۰-۱۵۱.

References

Antoniou, I., Ivanov, V. V., Korolev, Y. L., Kryanev, A. V., Matokhin, V. V., & Suchanecki, Z. (2002). Analysis of resources distribution in economics based on entropy. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, *304*(3-4), 525-534.

Azimi, H. (1992). *Underdeveloped circuits in the Iranian economy*. Tehran. Nashr-e-Ney publishing. [In Persian]

Bacon, D. W., & Watts, D. G. (1971). Estimating the transition between two intersecting straight lines. *Biometrika*, *58*(3), 525-534.Ben-Naim, arieh (2007). *Entropy Demystified: The Second Law Reduced to Plain Common Sense*. London: World Scientific.

Burkett, P. (2006). *Marxism and Ecological Economics, in Toward a Red and Green Political Economy*. Leiden: Brill.

Chan, K., & Tong, H. (1986). on estimating thresholds in autoregressive models. *Journal of Time Series Analysis*, 7(3), 178–190.

Clausius, R. (1867). *The Mechanical Theory of Heat: With Its Applications to the Steam-Engine and to the Physical Properties of Bodies*. Hirst, T.A., Ed.; John van Voorst: London, UK, ISBN 9789353740962.

Cockshott, P. (2009). *Classical Econophysics*. London: Routledge.

Dugdale, J. (1996). *Entropy and its physical meaning*. Taylor & Francis, 2nd edition.

Dillow, C. (2010). The Myth of the Structural Deficit, Investors Chronicle, The Financial Times Limited. Retrieved 19 May 2013

Escribano, A., & Jorda, O. (1999). *Improved Testing and Specification of Smooth Transition Autoregressive Models, In Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data*. Rothman P (Ed.). Kluwer Academic Press: Boston, 289–319.

Fallahi, F., & Montazeri, J. (2014). Government Size and Economic Growth in Iran: A Smooth Transition Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*. 22(69), 130-151. [In Persian]

Fisher, I. (1925). Mathematical Investigations in the Theory of Value and Prices. Yale University Press: New Haven, CT ,USA; ISBN 978-1-61427-305-9.

Georgescu-Roegen, N. (1971). The Entropy Law and the Economic Process. Harvard University Press: Cambridge, MA, USA; ISBN 9780674281646.

Haghighat, J. (2016). Monetary economics. Tabriz university publishing. [In Persian]

Jakimowicz, A. (2020). The role of entropy in the development of economics. MDPI, Basel, *Switzerland*, 22(452), 2-25.

Ksenzhek, O. (2007). *Money: Virtual Energy; Economy through the Prism of Thermodynamics*. Florida: Universal Publishers.

Kwon, G., McFarlane, L., & Robinson, W. (2009). Public Debt, Money Supply and Inflation: a Cross-Country Study. *IMF Staff Papers*, 56(3), 476-515.

Lacey, L. (2021). The relationship between the US broad money supply and US GDP for the time period 2001 to 2019 with that of the corresponding time series for US national property and stock market indices, using an information entropy methodology. Statistical Finance.

Liu, Y., Liu, C., & Wang, D. (2011). Understanding Atmospheric Behavior in Term of Entropy: A Review of Applications of Second Law of Thermodynamics to Meteorology. *Entropy*, 13(1), 201-240.

López, A. (2008). Nonlinearities or Outliers in Real Exchange Rates? *Economic Modelling*, 25(16), 714–730.

Lundbergh, S., Terasvita, T., & Van Dijk, D. (2003). Time-Varying Smooth Transition Autoregressive Model. *Journal of Bussiness and Economic Statistics*, 21(2), 104-12.

Maneschi, A., & Zamagni, S. (1997). Nicholas Georgescu-Roegen, 1906-1994, *The Economic Journal*, 107(442).

Nurkse, R. (1953). Problems of Capital Formation in Underdeveloped Countries. Oxford, Basil Blackwell.

North, D. (2011). Limited Access Orders: Rethinking the Problems of Development and Violence. Accessible at: https://web.stanford.edu.

Rongbao Gu. (2017). Multiscale Shannon entropy and its application in the stock market. *Physica*, A(484),215-224.

Sadeghi Amroabadi, B., Fath, B., & Renani, M. (2016). Measuring system entropy generation in a complex economic network (The Case of Iran). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*. 12(1), 93-126. [In Persian]

Shaghaghi, F., Pakmaram, A., & Badavarnahandi, Y. (2021). The effect of institutional quality components on stock market variables (Selected Islamic and Non-Islamic Countries). *Iranian Journal of Economic Research*. 25(85), 137-166. [In Persian]

Soddy, F. (1934). *The Role of Money: What It Should be, Contrasted with What it has Become*. London: Routledge.

Terasvirta, T. (1998). Smooth Transition Regression Modelling. In H.Lutkepohl and M. Kratzig (eds); Applied Time Series Econometrics. Cambridge University Press, Cambridge, No. 17

Van Dijk, D. (1999). Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference. PhD Thesis. Erasmus University Rotterdam.

Weber, M., & Leemis, L. (2006). Minimum Kolmogorov–Smirnov test statistic parameter estimates. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 76(3), 12-42.

Zencey, E. (1986). Entropy as a Root Metaphor .Ph.D. dissertation, Claremont Graduate School.

Zunino, L., Massimiliano, Z., Benjamin, M., Tabake, F., Darío, G., Pérez, G., & Osvaldo, A. R. (2010). Complexity-entropy causality plane: A useful approach to quantify the stock market inefficiency. *Physica A*, 389(9), 1891–1901.

استناد به این مقاله: عبداله‌زاده، مصطفی، زارع، هاشم. (۱۴۰۱). محاسبه آنتروپی پول در فضای تولید و رابطه آن با توسعه بازار سرمایه در اقتصاد ایران (رهیافتی از اقتصاد فیزیک و رگرسیون انتقال ملایم)، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۲)، ۷۷-۱۱۲.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 27, Issue 92, Fall 2022, 113-152
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2021.56719.918

ATU PRESS

Original Research Received: 07/11/2020 Accepted: 07/09/2021 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Meta-Analysis of the Effect of Central Bank Independence on Inflation

Mohammad Javad Nourahmadi — Assistant Professor, Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran

Amir Khademalizadeh — Associate Professor, Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran

Mohammad Bagher Shirmehenji* — M.Sc. Student, Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

Studies conducted on the relationship between central bank independence and inflation show heterogeneity in the results. Some of these studies have concluded a negative relationship, while others have concluded a positive or insignificant relationship between central bank independence and inflation. The purpose of this study is to conduct a multilevel meta-analysis to examine the effect of central bank independence on inflation. For this purpose, all full-text articles that examined the relationship between central bank independence and inflation were reviewed. After reviewing the content and results, 58 studies were selected to enter the meta-analysis based on the meta-analysis protocol. Data from 58 selected studies included 619 regressions and 913 coefficients that were extracted and coded. In the first level of meta-analysis, the regression coefficients of each study were combined and the effect size of each study was calculated. In the second level of meta-analysis, to calculate the total effect size, the effect size of 58 studies was determined according to the weight of each study. The result of the combination and conclusion of individual studies shows that the independence of the central bank has a small negative and significant effect on inflation. The results also showed that the type of index used to calculate the degree of central bank independence affects the relationship under meta-analysis. In addition, the negative effect of central bank independence on inflation is greater in developed countries than in other countries.

Keywords: Central Bank Independence, Inflation, Multilevel Meta-Analysis Approach.

JEL Classification: E52, E58, E31.

* Corresponding Author: m_shirmehenji@atu.ac.ir

How to Cite: Nourahmadi, M. J., Khademalizadeh, A., Shirmehenji, M. B. (2022). Meta-Analysis of the Effect of Central Bank Independence on Inflation. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (92)*, 113 -152.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۶

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۲، پاییز ۱۴۰۱، ۱۱۳-۱۵۲

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2021.56719.918

فراتحلیل تاثیر استقلال بانک مرکزی بر تورم

محمدجواد نوراحمدی | استادیار، گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

امیر خادم علیزاده | دانشیار، گروه اقتصاد اسلامی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

محمدباقر شیرمهنجی* | دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

بررسی‌های انجام شده در موضوع «رابطه استقلال بانک مرکزی و تورم» بیانگر آن است که مطالعات رابطه منفی یا مثبت یا بی‌معنا بین استقلال بانک مرکزی و تورم نتیجه‌گیری کرده‌اند. هدف از این مطالعه انجام فراتحلیل چندسطحی برای بررسی تاثیر استقلال بانک مرکزی بر تورم است. برای این منظور تمامی مطالعاتی که به بررسی ارتباط بین استقلال بانک مرکزی و تورم پرداخته بودند، بررسی شدند. ۵۸ مطالعه پس از بررسی محتوا و نتایج، براساس پروتکل فراتحلیل برای ورود به فراتحلیل انتخاب شد. اطلاعات مربوط به مطالعات منتخب شامل ۶۱۹ رگرسیون و ۹۱۳ ضریب بود که استخراج و کدگذاری شد. در سطح اول فراتحلیل، ضرایب هر مطالعه باهم ترکیب و اندازه اثر هر مطالعه محاسبه شد. در سطح دوم فراتحلیل، برای محاسبه اندازه اثر کل، اندازه اثر حاصل از ۵۸ مطالعه با توجه به وزن هر مطالعه، برآیندگیری شد. نتیجه ترکیب و برآیندگیری مطالعات، تاثیر منفی و معنادار استقلال بانک مرکزی بر تورم را تایید کرد. با توجه به اندازه اثر کل حاصل شده و معیار تفسیر کوهن، شدت اثر استقلال بانک مرکزی بر تورم، اندازه کوچکی را نشان داد. نتایج همچنین نشان داد که نوع شاخص استفاده شده برای محاسبه میزان استقلال بر رابطه مدنظر فراتحلیل اثر می‌گذارد. علاوه بر این، اثر منفی استقلال بانک مرکزی بر تورم در کشورهای پیشرفته نسبت به سایر کشورها بیشتر است.

کلیدواژه‌ها: استقلال بانک مرکزی، تورم، رویکرد فراتحلیل چندسطحی.

طبقه‌بندی JEL: E52, E58, E31.

* نویسنده مسئول: m_shirmehenji@atu.ac.ir

۱. مقدمه

بحث استقلال بانک مرکزی از دهه ۱۹۷۰ و پس از فروپاشی نظام برتون وودز[1] و سیستم پایه طلا از اهمیت زیادی برخوردار شد و در سال‌های اخیر این اهمیت بیشتر شده است؛ به طوری که استقلال بانک مرکزی به مرور زمان به یکی از مباحث مهم اقتصادی تبدیل شده است. اکثر اقتصاددانان مانند آلسینا و سامرز[2] (۱۹۹۳)، آرنون و روملی[3] (۲۰۱۳)، کوکرمن[4] (۱۹۹۲)، کلوم و دهان[5] (۲۰۱۰) و پرسون و تابلینی[6] (۱۹۹۰) بر این باورند که استقلال بانک مرکزی مطلوب است؛ زیرا به دستیابی و حفظ هدف بلندمدت ثبات قیمت‌ها کمک می‌کند. مبنای ادعای بیشتر طرفداران استقلال بانک مرکزی، تاثیر منفی استقلال بانک مرکزی بر سطح تورم است. دامنه وسیع تاثیرگذاری و تاثیرپذیری تورم، این متغیر را به یکی از شاخص‌های کلیدی در اقتصاد کلان برای ارزیابی عملکرد اقتصادی دولت‌ها تبدیل کرده است.

در یک رویکرد نظری، نرخ تورم می‌تواند در سطح رفاه اقتصادی خانوار، نرخ بیکاری، نرخ ارز، توزیع درآمد، حجم معاملات در بازار دارایی‌ها، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و... تاثیرگذار باشد. تا قبل از فروپاشی برتوون وودز، نرخ ارز به‌عنوان یک لنگر اسمی مانع افزایش تورم می‌شد و با فروپاشی آن در سال ۱۹۷۳، تورم در سطح جهان افزایش یافت. از دهه ۱۹۷۰ به بعد، مطالعه روش‌ها و راهکارهایی که بتوانند به اقتصاد در کنترل و کاهش نرخ تورم کمک کنند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار شد. این موضوع اقتصاددانان را بر آن داشت تا در سیاست‌های بانک‌های مرکزی تجدیدنظر کرده و راهکارهایی را ارائه دهند (Bryan, 2013). از جمله این راهکارها می‌توان به استقلال بانک مرکزی اشاره کرد. در این مطالعه نیز اثر استقلال بانک مرکزی بر تورم بررسی می‌شود.

استقلال بانک مرکزی بر متغیرهای اصلی اقتصاد کلان از قبیل تورم، رشد اقتصادی، کسری بودجه دولت و... می‌تواند تاثیر داشته باشد. این راهکار به‌منظور دور نگه داشتن بانک مرکزی از فشارهای سیاسی که اغلب در پی اهداف کوتاه‌مدت هستند، طراحی شده است.

---

1. Bretton Woods
2. Alesina, A. & Summers, L. H.
3. Arnone, M. & Romelli, D.
4. Cukierman, A.
5. Klomp, J. & De Haan, J.
6. Persson, T. & Tabellini, G.

در واقع می‌توان مساله را این‌گونه بیان کرد که هدف از این راهکار آن است که بانک مرکزی تحت تاثیر سیاست‌های کوتاه‌مدت نباشد و بتواند آزادانه به دنبال کنترل تورم و ثبات سطح قیمت‌ها باشد (Meisel & Barón, 2010).

به‌طورکلی این‌گونه می‌توان مطرح کرد که لزوم استقلال بانک مرکزی، نشات گرفته از این دیدگاه است که اگر بانک مرکزی مستقل باشد، دولت برای تامین کسری بودجه مدام از بانک مرکزی قرض نمی‌گیرد و در نتیجه نقدینگی و تورم کنترل می‌شود. از این رو، با توجه به آثاری که استقلال بانک مرکزی می‌تواند بر ثبات قیمت‌ها داشته باشد، بسیاری از کشورها در سال‌های اخیر آن را به طور ویژه‌ای مدنظر قرار داده‌اند.

هم‌زمان با تلاش کشورها برای افزایش استقلال بانک مرکزی، مطالعات گسترده‌ای در مورد این راهکار انجام شده است. بیشتر این مطالعات پس از بررسی ابعاد استقلال، اثر آن را روی متغیرهای اقتصاد کلان به‌ویژه تورم بررسی کرده‌اند. بررسی‌ها نشان می‌دهد که نتایج این مطالعات با توجه به شاخص استقلال بانک مرکزی مورداستفاده، نمونه کشورها، دوره زمانی پژوهش، مشخصات مدل، برآوردگرهای مورد استفاده و عوامل دیگر، بسیار متفاوت است؛ به نحوی که در بخشی از مطالعات رابطه منفی و معناداری بین استقلال بانک مرکزی و تورم نتیجه‌گیری شده است، برخی دیگر رابطه مثبت و معنادار گزارش کرده‌اند و در بعضی بین دو متغیر مورد بحث، رابطه معناداری مشاهده نشده است. با توجه به این توضیحات، دو سوال مطرح است: ۱- اثر واقعی استقلال بانک مرکزی بر تورم چگونه است؟ ۲- برآیند نتایج مطالعات تجربی حوزه استقلال در مورد تاثیر استقلال بانک مرکزی بر تورم چه نتیجه‌ای می‌دهد؟

به منظور دستیابی به پاسخ برای دو سوال مطرح شده، سازماندهی مقاله حاضر در ادامه به این ترتیب است: در بخش دوم مبانی نظری مربوط به رابطه استقلال بانک مرکزی و تورم مطرح می‌شود. بخش سوم به مطالعات و تلاش‌های تجربی پیشین درخصوص رابطه مورد بررسی، اختصاص دارد. در بخش چهارم به معرفی روش فراتحلیل[1] و فرآیند اجرای آن پرداخته شده است و در ادامه، بعد از انجام آزمون‌های مربوط به فراتحلیل، نتایج ترکیب مطالعات منفرد مشخص و تفسیر می‌شود. در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات مطالعه بیان خواهد شد.

1. Meta-analysis

۲. مبانی نظری

در این بخش ابتدا مفهوم استقلال بانک مرکزی مطرح و دیدگاه موافقان و مخالفان در مورد آن بررسی می‌شود. پس از آن مبانی نظری رابطه استقلال بانک مرکزی و تورم در قالب سه سازوکار مطرح خواهد شد.

استقلال بانک مرکزی به معنای جدایی سیاست‌های پولی از سیاست‌های مالی در نظام اقتصادی کشور است که بانک مرکزی را از حوزه تسلط مطلق دولت رها می‌کند و در نتیجه، دولت نمی‌تواند به میل خود و به هر میزانی که تشخیص می‌دهد به استقراض از بانک مرکزی و انتشار پول به‌منظور تامین کسری بودجه روی آورد (چزانی، ۱۳۸۴). در یک نظام بانکی سالم، بانک‌های مرکزی کنترل تورم در سطح پایین و ثبات آن در شرایط مختلف اقتصادی را هدف اصلی سیاست پولی تعریف می‌کنند (پروین و همکاران، ۱۳۹۳). تسلط دولت بر بانک مرکزی باعث می‌شود این هدف تحت تاثیر اهداف سیاسی دولت‌ها قرار گیرد.

استقلال بانک مرکزی به آزادی سیاست‌گذاران پولی از نفوذ و دخالت مراکز قدرت و یا سایر گروه‌های ذی‌نفع در اجرای سیاست‌های پولی اشاره دارد که این آزادی باید در چهارچوب قوانین باشد و اعطای این آزادی به معنای دادن قدرت مطلق به رئیس بانک مرکزی نیست. در این مورد پارکین[1] (۱۹۸۷) بیان می‌کند که استقلال بانک مرکزی از دولت، مانند استقلال قوه قضاییه از دولت است؛ قوه قضائیه استقلال دارد، اما باید در چهارچوب قوانین مصوب اقدام کند. به عبارت بهتر، استقلال به طور مطلق و بدون حد و مرز نیست. در واقع استقلال بانک مرکزی اعطای آزادی به بانک مرکزی در چهارچوب قوانین و در جهت اهداف کلی و مصلحت کشور است.

۲-۱. دیدگاه موافقان و مخالفان استقلال بانک مرکزی

بحث استقلال بانک مرکزی موافقان و مخالفانی دارد؛ طرفداران استقلال بانک مرکزی استدلال می‌کنند که وابستگی بانک مرکزی به مراکز قدرت و گروه‌های ذی‌نفع، عامل اختلال در عملکرد صحیح آن است و اعتقاد دارند که باید بانک مرکزی از استقلال لازم برخوردار باشد و جلوی زیاده‌روی دولت‌ها و منافع کوتاه‌مدت آن‌ها را با توجه به منافع بلندمدت جامعه بگیرد.

1. Parkin, M.

مخالفان استقلال بانک مرکزی مدعی‌اند که اگر در یک نظام، سازمان‌های مختلف اقتصادی به‌گونه‌ای مستقل عمل کنند، آنگاه هر یک از این سازمان‌ها تنها با در نظر گرفتن منافع خود از منافع کل نظام غافل می‌شوند. استدلال دیگر آن‌ها علیه استقلال بانک مرکزی در مورد خسارت‌های احتمالی ناشی از ناهماهنگی سیاست‌های کلان اقتصادی است. ایجفینگر و دهان[1] (۱۹۹۶) بیان می‌کنند که شماری از محققان به این موضوع توجه کرده‌اند که ناهماهنگی سیاست‌های کلان اقتصادی ممکن است هنگامی رخ دهد که دولت، مسئول سیاست‌های مالی و بانک مرکزی، مسئول سیاست‌های پولی است. در این صورت هر دو مقام روی اهداف خود متمرکز هستند و آن‌ها را اولویت قرار می‌دهند و ممکن است تصمیم بگیرند که باهم کار کنند یا در اجرای سیاست‌های خود به‌طوری متفاوت عمل کنند. اگر دولت و بانک مرکزی تصمیم به همکاری نگیرند، انتظار می‌رود تضاد منافع بین سیاست‌های آن‌ها ظاهر شود (Beju et al., 2017). این استدلال مخالفان که بر عدم هماهنگی سیاست‌های اقتصادی متمرکز است، دارای کاستی‌هایی است؛ به نحوی‌که بانک مرکزی مستقل، اهداف خود را به پیروی از اهداف جامعه و کشور تعیین می‌کند و می‌تواند در اهداف به دور از فشارهای سیاسی طوری تصمیم‌گیری کند که در مجموع به نفع تمام جامعه باشد. این در حالی است که اهداف هر دو مقام پولی و مالی باید در چهارچوب قوانین و در جهت اهداف کلی کشور تعیین شود تا تضاد منافع بین سیاست‌های آن‌ها ایجاد نشود.

گروهی نیز انتصابی بودن و انتخابی نبودن مسئولین بانک مرکزی را -با توجه به اینکه این افراد عناصر مهمی در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی به شمار می‌روند- خلاف اصول دموکراسی دانسته‌اند. ایجفینگر و دهان (۱۹۹۶) بیان می‌کنند که یک بانک مرکزی مستقل توانایی پاسخگویی دموکراتیک را برای عموم ندارد. آن‌ها، سیاست پولی را قابل مقایسه با سایر ابزارهای سیاست کلان اقتصادی می‌دانند و معتقدند باید کاملا توسط نمایندگانی که به روش دموکراتیک انتخاب می‌شوند، سیاست‌گذاری شود؛ بنابراین، این رویکرد به معنای مشارکت مستقیم مقامات سیاسی در اجرای سیاست‌های بانک مرکزی است.

در پاسخ به این گروه از مخالفان می‌توان گفت که استقلال بانک مرکزی و پاسخگویی دموکراتیک می‌تواند از طریق تفکیک وظایف بین مقامات اجرایی و مقامات پولی از طرق مختلف انجام شود.

1. Eijffinger, S. C. & De Haan, J.

والش[1] (۲۰۱۱) اعتقاد دارد که امروزه در بسیاری از کشورها استقلال بانک مرکزی با هدف‌گذاری تورم همراه است. در برخی از این کشورها، تورم هدف، توسط بانک مرکزی و در برخی دیگر، توسط دولت تعیین و به بانک مرکزی ابلاغ می‌شود. بنابراین، استقلال بانک مرکزی با هدف‌گذاری تورم در کشورهایی که تورم هدف توسط دولت تعیین و به بانک مرکزی ابلاغ می‌شود، منافاتی با دموکراسی نخواهد داشت.

گروهی دیگر موافقت و مخالفت خود با استقلال بانک مرکزی را منوط به حضور یا عدم حضور عواملی خاص در جامعه می‌دانند. به عنوان مثال، بیان می‌کنند که در کشورهای در حال توسعه که بازارهای مالی، عمق کمتری داشته و دولت‌ها برای استقراض به بازارهای سرمایه خارجی دسترسی کمتری دارند، احتمال وجود بانک مرکزی مستقل بسیار ضعیف است. در نظام نرخ ثابت ارز که در آن هماهنگی بین بانک مرکزی و دولت‌ها حائز اهمیت است، بانک مرکزی مستقل جایگاه چندانی ندارد، زیرا سیاست پولی توسط سایر اهداف به‌غیراز ثبات قیمت‌ها محدود می‌شود (عادلی، ۱۳۷۰).

پس از بیان مفهوم استقلال بانک مرکزی و دیدگاه موافقان و مخالفان در مورد آن –با توجه به موضوع پژوهش– نیاز است که مبانی نظری رابطه استقلال بانک مرکزی و تورم نیز بررسی شود.

در ادبیات اقتصادی، یکی از دلایل اصلی روی آوردن مقامات پولی به استقلال بانک مرکزی، پایین آوردن نرخ تورم است. به‌طور کلی در متون اقتصادی سه سازوکار که استقلال بانک مرکزی از طریق آن می‌تواند نرخ تورم را کنترل کند، ارائه شده است؛ دو دلیل از بین آن‌ها به وضعیت مالی دولت مربوط است و دلیل سوم به مباحث ناسازگاری زمانی برمی‌گردد.

در مورد دلیل اول، برخی محققان نظیر بوکانان و واگنر[2] به فرآیند «دیدگاه انتخاب عمومی» اشاره‌کرده‌اند. آن‌ها بیان می‌کنند که بدون وجود استقلال، فشار زیادی بر بانک مرکزی وجود خواهد داشت که در راستای ترجیحات دولت عمل کند. بنابراین، اگر رییس بانک مرکزی استقلال کافی نداشته باشد و به‌راحتی توسط دولت عزل و نصب شود، بانک مرکزی نمی‌تواند سیاست پولی مستقل از دولت داشته باشد. در این صورت بانک مرکزی کنترل

1. Walsh, C. E.
2. Buchanan, J. M. & Wagner, R. E.

سیاست پولی را در اختیار دولت قرار می‌دهد و در این حالت سیاست عرضه آسان پولی به‌کار گرفته می‌شود (Buchanan & Wagner, 1977).

دوم، اگر دولت این قدرت را داشته باشد که سیاست صلاحدید پولی را به بانک مرکزی دیکته کند، این انگیزه را خواهد داشت که به‌منظور کاهش نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت سیاست‌های انبساطی پولی را به‌کار گیرد. به عبارت کلی‌تر، زمانی که دولت‌ها در ارتباط با ابزارهای پولی اختیارات دارند، می‌توانند اهداف سیاسی را به ثبات قیمت‌ها ترجیح دهند. به عنوان مثال، پس از مذاکره در مورد دستمزد اسمی، ممکن است سیاستمداران وسوسه شوند که تورمی را برای افزایش اشتغال و تولید یا کاهش ارزش بدهی دولت ایجاد کنند (Baumann et al., 2021). اگر دولت بخواهد به‌طور مکرر از چنین ابزارهایی استفاده کند، انتظارات تورمی شکل می‌گیرند و درنهایت تورم افزایش خواهد یافت بدون اینکه بیکاری کاهش یابد. به همین دلیل بیان می‌شود که بانک‌های مرکزی مستقل می‌توانند تورم را کاهش دهند بدون اینکه بر بخش واقعی اقتصاد تاثیر منفی داشته باشند (Meisel & Barón, 2010).

سوم، سارجنت و والاس[1] (۱۹۸۱) بیان می‌کنند هنگامی‌که سیاست مالی بر سیاست پولی غالب باشد، بانک مرکزی نمی‌تواند بر مقدار کسری بودجه دولت تاثیرگذار باشد. در این حالت سیاست پولی به‌صورت درون‌زا و تابعی از کسری بودجه دولت تبدیل می‌شود و بانک مرکزی کنترلی بر سیاست پولی نخواهد داشت. این عدم کنترل باعث بی‌ثباتی پولی و نوسانات تورم خواهد شد (Meisel & Barón, 2010).

۳. پیشینه پژوهش

قنبری و محمدی (۱۳۹۶) در مقاله‌ای تحت عنوان سیکل‌های سیاسی پولی و رابطه آن با استقلال بانک مرکزی با استفاده از مدل داده‌های تابلویی و روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[2] و تحلیل تاثیر دخالت‌های دولت بر سیاست‌های پولی در طول دوره انتخابات به مطالعه رابطه سیکل‌های سیاسی پولی با استقلال بانک مرکزی پرداخته‌اند. برای این منظور از داده‌های ۳۸ کشور از جمله ایران برای سال‌های ۱۹۸۳ تا ۲۰۱۲ استفاده شده است. نتایج

1. Sargent, T. J. & Wallace, N.
2. Generalized Method of Moments

حاصل از برآورد این مدل بیانگر معنی‌دار بودن یک رابطه منفی میان استقلال بانک مرکزی هر کشور با متوسط نرخ تورم آن بوده است.

زرین اقبال و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود اثر استقلال بانک مرکزی بر نوسانات تولید و تورم را به‌عنوان شاخص عملکرد مطلوب اقتصاد کلان در ایران مورد آزمون تجربی قرار داده‌اند. ایشان برای این منظور از واریانس تولید و تورم به‌عنوان شاخص نوسانات اقتصاد کلان در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۴۰، استفاده کرده‌اند. برای بررسی استقلال بانک مرکزی شاخص ترکیبی قانونی جدیدی به نام شاخص ترکیبی میانگین معرفی شده است. در این مقاله براساس آزمون واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته (GARCH)[1]، مشخص شد که جز در مقاطع کوتاهی روند تغییرات نوسانات تولید و تورم خلاف یکدیگر بوده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR)[2] حکایت از وجود اثر منفی و معنادار استقلال بانک مرکزی بر واریانس‌های تولید و تورم داشت؛ یعنی به ازای افزایش میزان استقلال از نوسانات تولید و تورم کاسته شده و بر ثبات اقتصاد کلان افزوده شده است. در نتیجه آزمون تجزیه واریانس و تحلیل توابع ضربه واکنش مشخص شد که اثر استقلال بانک مرکزی بر ایجاد ثبات در بخش اسمی و کاستن از نااطمینانی تورم به‌مراتب بیشتر از اثر استقلال بر کاستن از نوسانات تولید بوده است.

دهان و کوایی[3] (۲۰۰۰) به بررسی ارتباط میان تورم و استقلال بانک مرکزی ۸۲ کشور در حال توسعه در خلال سال‌های ۱۹۸۹-۱۹۸۰ با استفاده از داده‌های مقطعی و روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[4] پرداختند. در این مطالعه به‌منظور بررسی اثر استقلال بانک مرکزی بر تورم از شاخص‌های قانونی و عملی استقلال بانک مرکزی استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که میان شاخص قانونی استقلال بانک مرکزی و تورم در کشورهای مورد مطالعه ارتباط منفی و معناداری وجود دارد.

ژاکومه و واسکویز[5] (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های ۲۴ کشور آمریکای لاتین در دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۸۵ به بررسی ارتباط میان استقلال بانک مرکزی و تورم پرداختند. در این

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
2. Vector Autoregression
3. De Haan, J. & Kooi, W. J.
4. Ordinary Least Squares
5. Jácome, L. I. & Vázquez, F.

مطالعه از داده‌های تابلویی و روش‌های حداقل مربعات تعمیم یافته ممکن (FGLS)[1]، حداقل مربعات دو مرحله‌ای تعمیم یافته (G2SLS)[2]، تصحیح خطای حداقل مربعات دو مرحله‌ای (EC2SLS)[3]، به‌منظور برآورد ضرایب و بررسی فرضیه‌ها استفاده شده است. همچنین به‌منظور اندازه‌گیری درجه استقلال بانک مرکزی از دو شاخص استقلال قانونی و استقلال عملی استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که به‌طور متوسط استقلال بیشتر بانک مرکزی با تورم پایین‌تری همراه است و مولفان نتوانستند یک رابطه قوی میان درجه استقلال بانک مرکزی و تورم پیدا کنند.

کلوم و دهان (۲۰۱۰) برای بررسی رابطه استقلال بانک مرکزی و تورم از روش فراتحلیل استفاده کرده‌اند. مطالعه آن‌ها با ترکیب نتایج ۵۹ مقاله، نتیجه‌گیری می‌کند زمانی که تورش در انتشار کنترل می‌شود، رابطه منفی بین استقلال بانک مرکزی و تورم تایید می‌شود و این رابطه منفی زمانی قوی‌تر است که یک مطالعه روی کشورهای OECD[4] متمرکز باشد، دوره زمانی ۱۹۷۹-۱۹۷۰ باشد و متغیرهای بازار کار در مدل لحاظ شود. همچنین در حالی که شاخص‌های استقلال بانک مرکزی به روش‌های متفاوتی ساخته می‌شوند، رابطه بین استقلال بانک مرکزی و تورم به انتخاب شاخص استقلال بستگی ندارد.

بوگواو و همکاران[5] (۲۰۱۲) در مقاله خود به بررسی رابطه بین استقلال بانک مرکزی و تورم در ۱۷ اقتصاد در حال گذار از اروپای مرکزی و شرقی از ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۹ پرداخته‌اند. آن‌ها در مطالعه خود با استفاده از داده‌های تابلویی، روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GMM) و دو شاخص متفاوت از استقلال قانونی و پس از کنترل تاثیر چندین متغیر کلان اقتصادی و نهادی به این نتیجه رسیدند که استقلال بانک مرکزی اثر منفی آماری و اقتصادی مهمی بر تورم دارد. آن‌ها بیان کردند که این نتایج به مشخصات مدل‌های مختلف و اندازه‌گیری‌های مختلف استقلال بانک مرکزی مقاوم است و با کنترل همبستگی در باقیمانده‌ها به‌طور قابل‌توجهی تحت تاثیر قرار نمی‌گیرند.

1. Feasible Generalized Least Squares
2. Generalized Two-Stage Least Squares
3. Error Correction Two-Stage least Squares
4. Organization for Economic Co-operation and Development
5. Bogoev, J., et al.

زوکارلی[1] (۲۰۱۷) در مطالعه خود با استفاده از روش فراتحلیل به بررسی ارتباط استقلال بانک مرکزی و تورم پرداخته است. این مطالعه با ترکیب نتایج ۸۵ مقاله، رابطه منفی بین استقلال بانک مرکزی و تورم را تایید می‌کند. او بیان می‌کند برخلاف مطالعه کلوم و دهان، رابطه بین استقلال بانک مرکزی و تورم به‌طور قابل توجهی به انتخاب شاخص استقلال بانک مرکزی بستگی دارد. همچنین نتیجه می‌گیرد که ورود متغیرهایی از قبیل محافظه‌کاری سیاسی، ثبات سیاسی و نهادهای بازار کار، اثرات قوی بر رابطه استقلال بانک مرکزی و تورم ندارد.

کانیدی و داروانتو[2] (۲۰۲۰) به بررسی تاثیر توسعه مالی و کیفیت نهادی در رابطه بین استقلال بانک مرکزی و تورم می‌پردازند. مطالعه آن‌ها با استفاده از اطلاعات ۲۰ کشور آسیایی در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۸ از طریق رویکرد پانل پویا (روش GMM) مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. نتیجه نشان می‌دهد که رابطه منفی مستقیم بین استقلال بانک مرکزی و تورم در کشورهای نمونه یافت نمی‌شود. به‌عبارت‌دیگر، استقلال بانک مرکزی به‌تنهایی کافی نیست. رابطه معکوس بین استقلال بانک مرکزی و تورم به توسعه بخش مالی و کیفیت نهادی هر کشور بستگی دارد.

مروری بر پیشینه داخلی و خارجی در مورد رابطه استقلال بانک مرکزی و تورم، نشان از وجود نتایج متناقضی در این مطالعات دارد. همچنین مرور نتایج مطالعاتی که با استفاده از روش فراتحلیل رابطه استقلال بانک مرکزی و تورم را بررسی کرده‌اند، وجود رابطه منفی و معنادار بین دو متغیر بیان شده را تایید می‌کند. استفاده از روش فراتحلیل در مطالعات استقلال بانک مرکزی، تنها در دو موردی که مطرح شد، انجام شده است و مورد دیگری یا وجود ندارد یا منتشر نشده است. تفاوت این مطالعه با دو مطالعه پیشین در این است که با در نظر گرفتن مطالعات منفرد جدیدتر، نتایج فراتحلیل‌های قبلی را به‌روزرسانی کرده است. همچنین به‌جای استفاده از فراتحلیل در یک سطح از فراتحلیل چند سطحی[3] برای بررسی دقیق تاثیر استقلال بانک مرکزی بر تورم استفاده شده است.

1. Zuckarelli, J.
2. Kunaedi, A. & Darwanto, D.
3. Multilevel of Meta-analysis

٤. روش پژوهش

در این مطالعه برای بررسی اثر استقلال بانک مرکزی بر تورم از روش فراتحلیل چندسطحی استفاده شده است. گلاس[1] (۱۹۷۶) فراتحلیل را (تحلیلِ تحلیل‌ها) می‌داند و آن را به‌عنوان ترکیب نتایج از مطالعات مستقل به‌منظور منسجم ساختن یافته‌های آن تعریف و بیان می‌کند یک فراتحلیل از یک گروه از مطالعات با فرضیه‌های مشترک یا تعریف عملیاتی مشترک از متغیرهای مستقل و وابسته تشکیل شده است. فراتحلیل چندسطحی نیز فرآیند فراتحلیل را در دو سطح درون مطالعه‌ای و بین مطالعه‌ای انجام می‌دهد.

٤-١. فرآیند اجرای روش فراتحلیل در این مطالعه

فرآیند اجرای روش فراتحلیل در این مطالعه شامل ۵ مرحله است؛ الف- تعریف دقیق موضوع و سوال پژوهش، ب- استراتژی جست‌وجو، ج- معیارهای انتخاب و ارزیابی کیفیت مطالعات، د- استخراج اطلاعات و هـ- تحلیل آماری و ارائه و تفسیر آن.

الف- تعریف دقیق موضوع و سوال پژوهش

استقلال بانک مرکزی بر متغیرهای اصلی اقتصاد کلان از قبیل تورم، رشد اقتصادی، کسری بودجه دولت و... می‌تواند تاثیر داشته باشد. اثرات اقتصادی استقلال باعث شده است که این راهکار مورد توجه کشورها قرار گیرد و مطالعات گسترده‌ای در این حوزه انجام شود. عمده این مطالعات پس از بررسی ابعاد استقلال، اثر آن را روی متغیرهای اقتصاد کلان به‌ویژه تورم بررسی کرده‌اند. بررسی این مطالعات نشان می‌دهد که نتایج این مطالعات با توجه به شاخص استقلال بانک مرکزی مورد استفاده، نمونه کشورها، دوره زمانی پژوهش، مشخصات مدل و برآوردگرهای مورد استفاده، بسیار متفاوت است.

با توجه به تعارض موجود میان نتایج مطالعات حوزه استقلال بانک مرکزی و تورم، سوال اصلی پژوهش در این مطالعه این است که «برآیند نتایج مطالعات تجربی حوزه استقلال در مورد تاثیر استقلال بانک مرکزی بر تورم چه نتیجه ای می‌دهد؟»

1. Glass, G. V.

ب- استراتژی جست‌وجو

مطالعه حاضر از نوع فراتحلیل است که تاثیر استقلال بانک مرکزی را بر تورم براساس مقالات چاپ شده خارجی و داخلی و بدون محدودیت زمانی مرور می‌کند. مطالعات مدنظر فراتحلیل محدود به اینترنت هستند که از پایگاه‌های اطلاعاتی گوگل اسکالر[1]، ری سرچ گیت[2] و اکادمیا[3] انتخاب شده‌اند. جست‌وجوی این مقالات با کلیدواژه‌های «استقلال بانک مرکزی» و «تورم» و معادل انگلیسی[4] آن‌ها انجام شده است.

ج- معیارهای انتخاب و ارزیابی کیفیت مطالعات

مرحله انتخاب مطالعات و استخراج اطلاعات آن‌ها یکی از مهم‌ترین مراحل فراتحلیل است که باید قاعده‌مند و براساس چهارچوب معین انجام شود. برای اجرای این مهم ابتدا عناوین تمام مقالات جست‌وجو شده در پایگاه‌های اینترنتی فهرست شدند. سپس مقالات با عناوین تکراری خارج شدند. در مرحله بعد عناوین مقالات با توجه به کلیدواژه‌های استقلال بانک مرکزی و تورم بررسی و عنوان‌های نامرتبط کنار گذاشته شدند. در ادامه پس از بررسی چکیده مقالات جهت انتخاب مطالعات مدنظر فراتحلیل، این مطالعات براساس پروتکل فراتحلیل مورد غربالگری قرار گرفتند.

بر اساس معیارهای زیر، مطالعات نهایی برای ورود به فراتحلیل مشخص شدند:

۱- مطالعات سری زمانی از لیست مطالعات خارج شدند[5] و فقط مطالعات بین کشوری و تابلویی مدنظر قرار گرفتند.

۲- فقط مطالعاتی مدنظر قرار گرفتند که متغیر وابسته آن‌ها تورم (یا شکل‌های تغییریافته آن) بود.

بیشتر مطالعات در مورد تاثیر استقلال بانک مرکزی بر تورم شامل یک مدل به‌صورت رابطه (۱) است.

---

1. Google Scholar
2. ResearchGate
3. Academia
4. Central Bank Independence and Inflation

۵. براساس چک لیست مربوط به مطالعه کلوم و دهان (۲۰۱۰).

$$\pi = X\beta + \varepsilon \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، π بردار متغیر وابسته $(n\times1)$ یعنی تورم است، X یک ماتریس $(n \times m)$ از متغیرهای توضیحی است و ε بیانگر برخی از خطاهای تصادفی است که به طور معمول فرض می‌شود مطابق با مدل رگرسیون کلاسیک است؛ بنابراین، در این بررسی تنها مطالعاتی وارد لیست نهایی شدند که تورم یا اشکال تغییریافته آن را به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته‌اند.

۳- در مطالعه، تاثیر استقلال بانک مرکزی بر تورم بررسی شده باشد نه بر هدف‌گذاری تورم. هدف از این مطالعه، بررسی تاثیر راهکار استقلال بانک مرکزی بر تورم است؛ بنابراین، راهکارهای دیگر مربوط به تورم مانند هدف‌گذاری تورم مدنظر قرار نمی‌گیرد.

بررسی کیفیت مطالعات در پژوهش‌هایی از نوع فراتحلیل از اهمیت زیادی برخوردار است، زیرا نتایج فراتحلیل را تحت تاثیر قرار می‌دهد. در این مطالعه برای بررسی کیفیت مطالعات منفرد، ابتدا تلاش شد تا با استفاده از دو متغیر مجازی امتیاز مجلات و تعداد ارجاعات هر مقاله، کیفیت مطالعات مدنظر قرار گیرد، اما با توجه به اینکه تعدادی از مطالعات مدنظر فراتحلیل در مجله خاصی چاپ نشده بودند، امکان دسترسی به امتیاز آن‌ها میسر نبود؛ بنابراین، با توجه به این محدودیت برای بررسی کیفیت مطالعات منفرد، این مطالعات ازنظر موضوع پژوهش، گزارش کامل نتایج، نوع مدرک و تخصص نویسندگان و رعایت اصول روش‌شناسی مورد بررسی قرار گرفتند.

د- استخراج اطلاعات

در ابتدا با جست‌وجوی کلیدواژه‌های استقلال بانک مرکزی و تورم در گوگل اسکالر برای بازه زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۱ تعداد ۱۹,۳۰۰ مطالعه یافت شد[۱]. در مرحله بعد با بررسی و فیلتر عنوان این مقالات با کلیدواژه استقلال بانک مرکزی و کنار گذاشتن عنوان‌های نامرتبط، تعداد ۹۷۳ مقاله حاصل شد (تا این مرحله مقالات با استفاده از ابزارهای گوگل فیلتر می‌شد). در ادامه با بررسی چکیده مقالات (با محوریت بررسی اثر استقلال بانک مرکزی بر تورم) و کنار گذاشتن گزینه‌های نقل‌قول در جست‌وجوی گوگل، تعداد ۱۵۷ مطالعه که در راستای

۱. جست‌وجوی مطالعات منفرد در تاریخ ۲۹ مرداد سال ۱۳۹۹ متوقف شد.

پاسخگویی به سوالات پژوهش بود، استخراج و کدگذاری شد. پس از قرار دادن مطالعات در پروتکل و کنار گذاشتن مطالعات نامناسب برای فراتحلیل و مطالعات با اطلاعات ناکافی تعداد ۵۸ مقاله نهایی[۱] برای ورود به فراتحلیل و استخراج اطلاعات انتخاب شد. اطلاعات مربوط به ۵۸ مطالعه نهایی شامل ۶۱۹ رگرسیون و ۹۱۳ ضریب بود که کدگذاری شد. در این مرحله علاوه بر استخراج داده‌های هر یک از مطالعات و کدگذاری آن‌ها، این داده‌ها در نرم‌افزار CMA وارد شد.

د-۱. داده‌ها و توجیه ورود متغیرها

علاوه بر متغیرهای اصلی پژوهش؛ یعنی استقلال بانک مرکزی و تورم از تعدادی متغیر مجازی[۲] (موهومی) برای کنترل عواملی که باعث اختلاف در نتایج مطالعات منفرد مدنظر این پژوهش می‌شد، استفاده شد.

جدول (۱) تعریف متغیرهای تعدیل‌گر مورد استفاده فراتحلیل را نشان می‌دهد. مجموعه اول متغیرها به شاخص استقلال استفاده‌شده در رگرسیون اشاره دارد که شامل شاخص‌های آلسینا[۳]، گریلی و همکاران[۴]، کوکرمن و همکاران[۵]، بید و پارکین[۶]، دومیتر[۷] و نرخ تعویض ریاست بانک مرکزی (ALES[۸]، GMT[۹]، CUK[۱۰]، BP[۱۱]، DUM[۱۲] و TOR[۱۳]) می‌شود. متغیرهای بعدی روی نمونه کشورها شامل توسعه‌یافته، در حال توسعه، در حال گذار و

---

۱. دسترسی به اطلاعات ۵۸ مطالعه منتخب (از قبیل عنوان، نویسندگان، مدل و روش، نمونه کشورها، دوره زمانی، متغیرهای مورد بررسی و نتیجه‌گیری) و لیست منابع و مآخذ این مطالعات از طریق ارسال ایمیل به نویسندگان امکانپذیر است.

2. Dummy
3. Alesina, A.
4. Grilli, V., et al.
5. Cukierman, A., et al.
6. Bade, R. & Parkin, M.
7. Dumiter, F.
8. Alesina
9. Grilli, Masciandaro & Tabellini
10. Cukierman
11. Bade & Parkin
12. Dumiter
13. Turnover Rates of Central Bank Governors

مختلط[۱] (OECD، LDCs[۲]، TRANS[۳] و MIXED) و دوره زمانی ۱۹۶۰، ۱۹۷۰، ۱۹۸۰، ۱۹۹۰، ۲۰۰۰ و ۲۰۱۰ تمرکز می‌کنند.

جدول ۱. متغیرهای مجازی مورد استفاده در فراتحلیل این مطالعه

ردیف	متغیر	توضیحات
	متغیرهای مربوط به شاخص‌های استقلال بانک مرکزی	
۱	ALES	در صورت استفاده از شاخص CBI[۴] آلسینا، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفراست.
۲	GMT	در صورت استفاده از شاخص CBI گریلی و همکاران، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفراست.
۳	DUM	در صورت استفاده از شاخص CBI دومیتر، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفراست.
٤	CUK	در صورت استفاده از شاخص CBI کوکرمن، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفراست.
٥	BP	در صورت استفاده از شاخص CBI باده و پارکین، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفراست.
٦	TOR	در صورت استفاده از شاخص TOR، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفراست.
۷	OTHER	در صورت استفاده از شاخص‌های دیگر CBI، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفراست.
	متغیرهای مربوط به نمونه کشورها	
۸	OECD	اگر کشورهای مورد تجزیه‌وتحلیل همه OECD باشند، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۹	LDCs	اگر کشورهای مورد تجزیه‌وتحلیل همگی درحال‌توسعه باشند، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۱۰	TRANS	اگر کشورهای مورد تجزیه‌وتحلیل همگی کشورهای درحال‌گذار باشند، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۱۱	MIXED	اگر کشورهای مورد تجزیه‌وتحلیل مختلط باشند، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.

۱. منظور از مختلط در نمونه کشورها، ترکیبی از کشورها فارغ از دسته‌بندی توسعه‌یافته، درحال‌توسعه و درحال گذار است.

2. Less Development Countries
3. Transition Countries
4. Central Bank Independence

ادامه جدول ۱.

ردیف	متغیر	توضیحات
	متغیرهای مربوط به دوره زمانی	
۱۲	۱۹٦۰	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۱۹٦۰ باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۱۳	۱۹۷۰	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۱۹۷۰ باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۱٤	۱۹۸۰	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۱۹۸۰ باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۱٥	۱۹۹۰	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۱۹۹۰ باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۱٦	۲۰۰۰	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۲۰۰۰ باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۱۷	۲۰۱۰	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۲۰۱۰ باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
	متغیرهای قابل بررسی در مطالعات استقلال	
۱۸	OPEN	اگر باز بودن یک کشور در نظر گرفته شود، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۱۹	LABMARKT	اگر برخی از متغیرهای بازار کار در نظر گرفته شوند، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۲۰	EXCHANGE	اگر رژیم نرخ ارز در نظر گرفته شود، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۲۲	DEBT	اگر بدهی دولت در نظر گرفته شود، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۲۳	POLSTAB	اگر ثبات سیاسی در نظر گرفته شود، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۲٤	GDP	اگر درآمد در نظر گرفته شود، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۲٥	INFTARG	اگر هدف‌گذاری تورم در نظر گرفته شود، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۲٦	FINDEV	اگر توسعه بازارهای مالی در نظر گرفته شود، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۲۷	DEMOC	اگر دموکراسی در نظر گرفته شود، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۲۸	INSTQUAL	اگر کیفیت نهادها در نظر گرفته شود، این متغیر مجازی برابر ۱، در غیر این صورت صفر است.

ادامه جدول ۱.

ردیف	متغیر	توضیحات
		متغیرهای مربوط به اختلاف داده‌ها
۲۹	LOGINFL	اگر از لگاریتم تورم به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شود، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۳۰	PRIMDATA	اگر نویسنده داده CBI خودش را ایجاد کند، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۳۱	SECDATA	اگر نویسنده داده CBI موجود دیگران را تغییر داده باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۳۲	PANEL	اگر نویسنده از داده‌های تابلویی استفاده می‌کند، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۳۳	FIXEDTIME	اگر نویسنده از داده‌های تابلویی با اثرات ثابت زمانی استفاده کند، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت (در صورت استفاده از پنل دیتا) صفراست.
۳٤	FIXEDCOUNT	اگر نویسنده از داده‌های تابلویی با اثرات ثابت گروهی استفاده کند، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت (در صورت استفاده از پنل دیتا) صفراست.
۳۵	OBJECT	اگر مطالعه بر رابطه تورم و استقلال متمرکز باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۳٦	BOOK	اگر مطالعه در یک کتاب منتشر شده باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.
۳۷	WORKING	اگر مطالعه یک پیش مقاله باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱، در غیر این صورت صفراست.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

به گفته رومر[1] (۱۹۹۳)، تورم به باز بودن اقتصاد نیز بستگی دارد. از آنجا که اثرات واقعی سیاست پولی در بیشتر اقتصادهای باز کمتر است، دولت‌های این کشورها انگیزه کمتری برای مهار تورم از طریق سیاست پولی دارند؛ بنابراین، یک متغیر مجازی ایجاد می‌کنیم که نشان می‌دهد رگرسیون این متغیر کنترل را در نظر می‌گیرد (OPEN).

فرانزس[2] (۱۹۹۹) خاطر نشان کرد که نهادهای بازار کار ممکن است اثرات واقعی سیاست پولی و تاثیر ضد تورمی استقلال بانک مرکزی را تغییر دهند؛ بنابراین، یک متغیر

1. Romer, D.
2. Franzese Jr, R. J.

مجازی در نظر گرفته می‌شود که اگر برخی از شاخص‌های بازار کار در یک رگرسیون در نظر گرفته شود، یک و در غیر این صورت صفر است (LABMARKT). همچنین متغیرهای تعدیل‌گر دیگری که مطالعات مختلف حوزه استقلال بانک مرکزی در نظر گرفته‌اند شامل هدف‌گذاری تورم (INFTARG)، توسعه بازارهای مالی (FINDEV)، دموکراسی (DEMOC) و کیفیت نهادی (INSTQUAL) در این مطالعه نیز در نظر گرفته می‌شود.

رژیم‌های پایدار نرخ ارز اغلب برای کاهش تورم مطرح می‌شوند؛ نرخ ارز ثابت می‌تواند به‌عنوان یک وسیله برای مقابله با تورش تورمی در سیاست‌گذاری پولی در نظر گرفته شود. بالا بودن نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و سطح بالای بی‌ثباتی سیاسی، عوامل تعیین‌کننده تورش تورمی هستند و به همین دلیل اغلب گفته می‌شود که منجر به تورم بالاتر می‌شوند. به بیان دیگر، باور عمده این است که تولید ناخالص داخلی تاثیر منفی بر تورم دارد؛ از این رو، متغیرهای رژیم نرخ ارز (EXCHANGE)، بدهی دولت (DEBT)، بی‌ثباتی سیاسی (POLSTAB)، تولید ناخالص داخلی (GDP) در نظر گرفته می‌شود.

متغیرهای بعدی مربوط به تفاوت در روش‌های تخمین و اختلاف داده‌ها است. از آنجا که برخی از کشورها نرخ تورم بسیار بالایی دارند در برخی مطالعات به‌جای تورم از لگاریتم تورم به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده و این امر ممکن است درنتیجه بسیار تاثیرگذار باشد؛ بنابراین، با یک متغیر مجازی این دو از هم تمییز داده می‌شود (LOGINFL).

همچنین اگر نویسنده از شاخص استقلال بانک مرکزی خود (PRIMDATA) استفاده کند یا یک شاخص موجود (SECDATA) را تغییر دهد، چون ممکن است نویسنده تورش و نظر خود را در طراحی یا تغییر شاخص موجود اعمال کند از دو متغیر مجازی برای کنترل این وضعیت استفاده می‌شود. این مطالعه همچنین بین روش‌های مختلف تخمین و تمایز بین مدل‌های بین کشوری و تابلویی (PANEL) تمایز قائل می‌شود. در دسته بعد، متغیرهای مجازی‌ای در نظر گرفته می‌شود که نشان می‌دهد که آیا نویسنده اثرات ثابت زمان یا گروه کشوری را کنترل می‌کند یا خیر (FIXEDTIME, FIXEDCOUNT).

سرانجام، تفاوت‌های مطالعات منتشرشده در ژورنال‌ها و مطالعه پیش‌نویس با در نظر گرفتن دو متغیر مجازی کنترل می‌شود. برای این منظور از متغیرهایی استفاده می‌شود که

نشان می‌دهد یک مطالعه در یک کتاب یا مجله (BOOK) منتشر شده یا یک مقاله پیش‌نویس (WORKING) (در زمان نگارش مقاله حاضر) است.

هـ- تحلیل آماری

متارگرسیون ابزاری است که در فراتحلیل برای بررسی تاثیر متغیرهای تعدیل‌گر بر اندازه اثر مطالعه با استفاده از تکنیک‌های مبتنی بر رگرسیون استفاده می‌شود.

به‌طورکلی یک مدل معمولی متارگرسیون[1] به صورت رابطه (۲) است (Klomp & De Haan, 2010).

$$effect\,i = \beta_1 + \beta_0 SE_i + \sum_{k=1}^{k} \alpha_k Z_{jk} + e_i \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، $effect_i$ رابطه مورد بررسی فراتحلیل است (در این مطالعه، تاثیر استقلال بانک مرکزی بر تورم). SE_i خطای استاندارد اثر برآورد شده است. Z_{jk} یک بردار از متغیرهای مستقل را که نشان‌دهنده تفاوت در مطالعات است، نشان می‌دهد. α_k ضریب متارگرسیون است که منعکس‌کننده اثر خاص مشخصات مطالعه است و e_i بیانگر اختلال متارگرسیون است.

هـ- ۱. وزن مطالعات

در مطالعات فراتحلیل برای ترکیب نتایج کمی مطالعات منفرد باید این نکته را مدنظر قرار داد که آیا نتایج مطالعات مختلف هم ارزش هستند یا خیر. مسلما بعضی مطالعات بزرگ و بعضی کوچک‌تر هستند و با توجه به حجم نمونه‌ای که مطالعات لحاظ کرده‌اند باید به نتایج آن‌ها توجه کرد. آسان‌ترین شیوه برای حل این مشکل، وزن دادن به مطالعات از طریق معکوس واریانس ضرایب در مطالعات مختلف است؛ به این صورت که ضریب PCC محاسبه شده در معکوس واریانس مطالعات ضرب می‌شود (Borenstein et al., 2011). با ضرب متغیرهای رابطه (۲) در معکوس SE_i رابطه (۳) را داریم که در آن t_i مقادیر t-values را نشان می‌دهد.

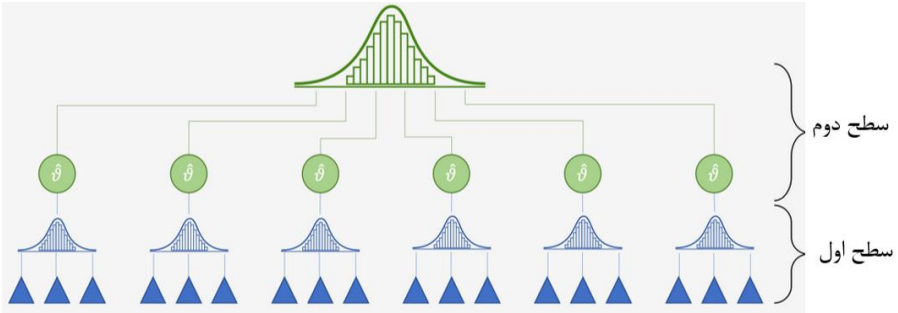
1. Meta-regression

$$t_i = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{SE_i}\right) + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \frac{Z_{jk}}{SE_i} + e_i \qquad (۳)$$

هـ- ۲. فراتحلیل چند سطحی

این نوع تحلیل به حالتی اشاره دارد که در آن نیاز به انجام چندباره فراتحلیل است. به‌عنوان مثال، زمانی که در هر مطالعه منفرد چندین رگرسیون و به دنبال آن چندین اندازه اثر وجود دارد، نیاز است در سطح اول ابتدا با انجام فراتحلیل نتایج رگرسیون‌های مطالعه با هم ترکیب شود و برای آن مطالعه یک اندازه اثر به دست آید (McShane & Böckenholt, 2018). پس از انجام این عمل برای تک‌تک مطالعات در سطح دوم، فراتحلیل برای ترکیب اندازه اثر حاصل از مطالعات منفرد انجام می‌شود. شکل (۱) این سطوح را به نمایش می‌گذارد.

شکل ۱. فراتحلیل چندسطحی



ماخذ: هارر و همکاران[1] (۲۰۱۹)

۵. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

یکی از مسائل مهمی که باید در هر فراتحلیل مدنظر قرار گیرد، بررسی ناهمگنی[2] مطالعات به‌منظور انتخاب مدل اثرات ثابت یا اثرات تصادفی است. در مدل اثرات ثابت فرض بر این است که همه مطالعات منفرد دارای یک اندازه اثر مشترک هستند. در این مدل اندازه اثرات یکی هستند و تنوع اندازه اثر مشاهده شده از مطالعه‌ای به مطالعه دیگر به‌خاطر خطای تصادفی هر مطالعه است. برخلاف مدل اثرات ثابت در مدل اثرات تصادفی فرض بر متفاوت بودن

1. Harrer, M., et al.
2. Heterogeneity

اندازه اثر جوامع آماری مورد مطالعه در فراتحلیل است. همچنین وزن مطالعات در مدل اثرات ثابت نسبت به مدل اثرات تصادفی تفاوت بیشتری دارند؛ بنابراین، اگر براساس تحلیل ناهمگنی رویکرد اثرات ثابت یا اثرات تصادفی انتخاب شود، وزن مطالعات به‌طور قابل توجهی متفاوت خواهد شد و این تغییر وزن، تمام نتایج بعدی فراتحلیل را تحت تاثیر خود قرار می‌دهد؛ بنابراین، اهمیت تحلیل ناهمگنی روشن می‌شود (Borenstein et al., 2011). جدول (۲) نتایج دو آزمون Q کوکران[1] و مجذور I^2[2] را برای بررسی ناهمگنی بین مطالعات گزارش می‌دهد.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ناهمگنی

آزمون Q کوکران	
Q-value	۳۲۳۳/۵٤٦***
درجه آزادی Q	۵۷
P-value	۰
آزمون I^2	
I-squared	۹۸/۲۳۷

*** p<0/01، ** p<0/05 و * p<0/1

ماخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

فرضیه H_0 در آزمون Q کوکران، همگنی مطالعات و فرضیه H_1 ناهمگنی مطالعات را نشان می‌دهد (Cochran, 1954). با توجه به مقدار (P-value=0) گزارش شده در جدول (۲)، فرضیه H_0 این آزمون رد می‌شود و فرضیه ناهمگنی مطالعات تایید می‌شود؛ بنابراین، نتایج این آزمون نشان می‌دهد که مطالعات منفرد واردشده در فراتحلیل ناهمگون هستند و در برآورد اندازه اثر کل باید مدل اثرات تصادفی را مدنظر قرار داد.

برای بررسی دقیق‌تر و بهتر ناهمگنی مطالعات از آزمون I^2 نیز استفاده می‌شود. مقدار (۹۸/۲۳۷) نشان می‌دهد که بیش از ۹۸ درصد از ناهمگنی مشاهده‌شده به‌خاطر واریانس بین مطالعات است و کمتر از ۲ درصد این ناهمگنی ناشی از خطای نمونه‌گیری و واریانس درون مطالعات است؛ بنابراین، با توجه به این نتیجه‌گیری و تفسیر این آزمون در جدول (۳) به این نتیجه می‌رسیم که میزان ناهمگنی بین مطالعات زیاد است.

1. Cochran's Q Test
2. I-squared Test

جدول ۳. تفسیر آزمون I^2

سطح ناهمگنی	مقدار آزمون I^2
کم	۰/۲۵
متوسط	۰/۵۰
زیاد	۰/۷۵

ماخذ: هیگینز و همکاران[1] (۲۰۰۳)

با توجه به تایید ناهمگنی مطالعات منفرد در این مطالعه مدل اثرات تصادفی مدنظر قرار می‌گیرد.

۵-۱. نتایج ترکیب مطالعات و نمودار انباشت[2]

این بخش، مهم‌ترین قسمت نتایج فراتحلیل است و نتایج حاصل از ترکیب و برآیند اندازه اثر مطالعات را بیان می‌کند. جدول (۴) نتایج مربوط به ترکیب اندازه اثرات مطالعات منفرد و محاسبه اندازه اثر کل را نشان می‌دهد.

جدول ٤. نتایج ترکیب مطالعات

تعداد مطالعات	۵۸
مجموع تعداد رگرسیون‌های مطالعات	٦۱۹
مجموع تعداد ضرایب مطالعاتCBI	۹۱۳
اندازه اثرکل	-۰/۱۱٦**
فاصله اطمینان ۹۵ درصد	-۰/۲۰۳ تا -۰/۰۲٦
Z-value	-۲/۵۲۵
P-value	۰/۰۱۲

*** p<0/01، ** p<0/05 و * p<0/1

ماخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

ترکیب اندازه اثرهای حاصل از سطح یک فراتحلیل چندسطحی[3]، اندازه اثرکل را گزارش می‌کند. با استفاده از اندازه اثر کل می‌توان شدت و جهت رابطه بین دو متغیر مورد

1. Higgins, J. P., et al.
2. Forest Plot
۳. در پیوست نمودار انباشت مربوط به اندازه اثر مطالعات منفرد و اندازه اثرکل آمده است.

بررسی فراتحلیل را مشخص کرد. با توجه به علامت منفی اندازه اثر کل (۰/۱۱۶-) این‌گونه تفسیر می‌شود که استقلال بانک مرکزی بر تورم تاثیر منفی دارد و براساس آماره Z و P گزارش شده، این رابطه معنادار است. برای بررسی شدت رابطه از معیار تفسیر کوهن[1] که در جدول (۵) مطرح شده است، می‌توان استفاده کرد.

جدول ۵. معیار کوهن برای تفسیر کاربردی اندازه اثر

اندازه اثر کل	تفسیر
۰/۱۰	کوچک
۰/۳۰	متوسط
۰/۵۰	بزرگ
۰/۷۰	خیلی بزرگ

ماخذ: کوهن (۱۹۸۸)

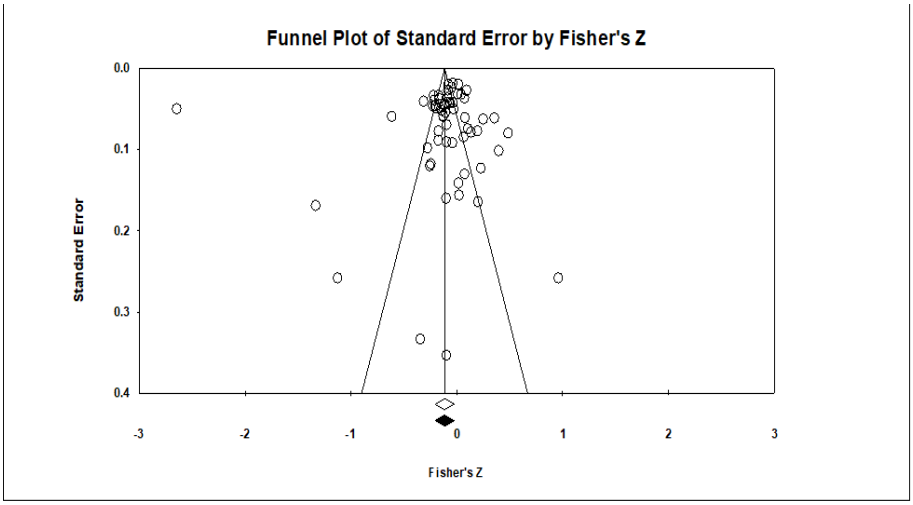
با توجه به اطلاعات این جدول اندازه اثر کل به‌دست آمده، یک اندازه اثر کوچک و رو به متوسط است.

۵-۲. نمودار قیفی[2] و بررسی تورش انتشار[3]

مطالعاتی که اندازه اثر بزرگ‌تر و معناداری را گزارش می‌کنند، نسبت به مطالعات با اندازه اثر کرچک و بی‌معنی، احتمال چاپ بیشتری در مجلات دارند؛ بنابراین، ممکن است فراتحلیل‌گر مطالعات منفرد با اندازه اثر خاص را وارد فراتحلیل کند و مطالعه او دچار تورش انتشار شود. نمودار قیفی، شبیه قیفی است که در بخش بزرگ آن اندازه اثر مطالعاتی با حجم نمونه کم و خطای معیار بالا قرار دارند و در بخش کوچک قیف، اندازه اثر مطالعاتی با حجم نمونه بزرگ و خطای معیار کوچک‌تر قرار می‌گیرد. در وسط قیف هم مطالعاتی با اندازه اثر متوسط قرار دارد (نوغانی‌دخت بهمنی و میرمحمد تبار، ۱۳۹۶). تقارن سمت چپ و راست نمودار قیفی نشان‌دهنده عدم وجود تورش انتشار است. عدم تقارن نمودار قیفی به این معناست که فراتحلیل دچار تورش ناشی از انتشار شده است.

1. Cohen, J.
2. Funnel Plot
3. Publication Bias

نمودار ۱. نمودار قیفی



ماخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

در نمودار (۱)، محور افقی اندازه اثر استاندارد شده (Z فیشر) و محور عمودی خطای معیار مربوط به اندازه اثر را نشان می‌دهد. هرکدام از دایره‌های کوچک (۵۸ دایره)، اندازه اثر مربوط به هر مطالعه را نشان می‌دهد. خط وسط قیف، اندازه اثرکل فراتحلیل را نمایش می‌دهد. بررسی کلی این نمودار بیانگر این موضوع است که اکثر مطالعات منفرد به‌کاررفته در این پژوهش، حجم نمونه بزرگ و خطای معیار کوچک داشته‌اند. نمودار نیز تقارن نسبی قیف و عدم تورش انتشار را نشان می‌دهد، اما برای بررسی کمی و دقیق تقارن و تورش انتشار، آزمون اِگِر[1] انجام می‌شود.

۵-۲-۱. نتایج آزمون اِگِر

آزمون اگر یکی از آزمون‌هایی است که می‌توان به کمک آن تورش انتشار فراتحلیل را بررسی کرد.

جدول (۶) نتایج تخمین رگرسیون اِگِر را نشان می‌دهد. فرضیه H_0 در این آزمون نشان می‌دهد که پراکندگی اندازه اثرهای مطالعات منفرد متقارن است و فرضیه H_1 عدم تقارن پراکندگی اندازه اثرهای مطالعات منفرد را بیان می‌کند (Egger et al., 1997). با توجه به نتایج جدول (۶)، فرضیه H_0 (تقارن داده‌ها و عدم تورش انتشار) این آزمون تایید می‌شود؛

1. Egger

بنابراین، نتیجه گرفته می‌شود که فراتحلیل این پژوهش دچار اریب ناشی از انتشار نشده و نتایج آن از اعتبار بالایی برخوردار است.

جدول ٦. نتایج آزمون اِگِر

رگرسیون اِگِر	
عرض از مبدأ	-۱/۰۸۸۹۱
خطای معیار	۱/۸۷۱۳۸
حد پایین فاصله اطمینان	-٤/۸۳۷۷۳
حد بالا فاصله اطمینان	۲/٦٥۹۹۲
t-value	۰/٥۸۱۸۷
درجه آزادی	٥٦/۰۰۰۰
p-value	۰/٥٦۲۹۹

ماخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

۵-۳. آزمون تحلیل حساسیت[1]

آزمون تحلیل حساسیت این موضوع را آزمایش می‌کند که اگر یک مطالعه منفرد از فراتحلیل حذف شود، اندازه اثر کل و معناداری آن، چه تغییری می‌کند. در واقع این آزمون به این منظور انجام می‌شود که تاثیر یک مطالعه منفرد خاص روی نتایج فراتحلیل به میزان قابل‌توجهی بیشتر از سایر مطالعات منفرد نباشد (Mathur & VanderWeele, 2020). جدول (۲) پیوست، آزمون تحلیل حساسیت برای مطالعات منفرد را نشان می‌دهد. به‌عنوان‌مثال، سطر اول نشان می‌دهد که اگر مطالعه شماره یک از فراتحلیل حذف شود، اندازه اثر کل از (۰/۱۱۶-) به (۰/۱۱۵-) تغییر می‌یابد. سطر آخر، نتایج فراتحلیل را بدون حذف مطالعات منفرد نشان می‌دهد.

با بررسی سطرهای جدول (۲) پیوست مشخص می‌شود که با حذف هر یک از مطالعات، همچنان اندازه اثر کل منفی و کوچک رو به متوسط است و سطح معناداری آن نیز تغییر چندانی نمی‌کند. درنتیجه فراتحلیل این پژوهش به مطالعه خاصی حساس نیست و اندازه اثرکل از اعتبار بالایی برخوردار است.

1. Sensitivity Analysis Test

۵-٤. نتایج ترکیب مطالعات با در نظر گرفتن متغیرهای تعدیل‌گر[1]

در این بخش نتایج محاسبه اندازه اثر کل با در نظر گرفتن اثر متغیرهای تعدیل‌گر که در جدول (۱) مطرح شدند، گزارش و تفسیر می‌شود.

جدول ۷. نتایج ترکیب مطالعات با در نظر گرفتن تعدیل‌گرها

ترکیب با تعدیل‌گرها		نتایج برآورد ترکیب مطالعات				
متغیرهای تعدیلگر	تعداد مطالعات	اندازه اثر	کران پایین	کران بالا	z-value	p-value
ALES	٦	-۰/۱۵	-۰/۳۸۱	۰/۰۹۸	-۱/۱۸۵	۰/۲۳٦
GMT	۱۲	-۰/۱۲۹**	-۰/۲۳۸	-۰/۰۱۷	-۲/۲۵	۰/۰۲٤
DUM	۲	۰/۳۲۹***	۰/۱٦۷	۰/٤۷۳	۳/۸۷	۰/۰۰۰
CUK	۳٤	-۰/۱۵۵**	-۰/۳۰۱	-۰/۰۰۱	-۱/۹۷	۰/۰٤۹
BP	۲	-۰/۱۰۷**	-۰/۲۰۹	-۰/۰۰۲	-۱/۹۹۷	۰/۰٤٦
TOR	۱٦	-۰/۰۹۵***	-۰/۱۵	-۰/۰۳۹	-۳/۳۳٦	۰/۰۰۱
OTHER	۱۸	-۰/۱**	-۰/۱۸	-۰/۰۱۸	-۲/٤	۰/۰۱٦
OECD	۱۱	-۰/۱۹۳**	-۰/۳٤۸	-۰/۰۲۸	-۲/۲۸۲	۰/۰۲۲
LDCs	۷	-۰/٤۳۵	-۰/۷۷۳	۰/۰۹۵	-۱/٦۲۸	۰/۱۰٤
TRANS	۳	-۰/۰٤٤	-۰/۱۸۹	۰/۱۰۲	-۰/۵۹۳	۰/۵۵۳
MIXED	۳۸	-۰/۰۳۰	-۰/۰۷۹	۰/۰۱۹	-۱/۲۰٤	۰/۲۲۹
1960	٦	-۰/۱۸۸***	-۰/۳۱۹	-۰/۰۵	-۲/٦۵۱	۰/۰۰۸
1970	۲۹	-۰/۰٤٤	-۰/۱۰۱	۰/۰۱۳	-۱/۵۱۱	۰/۱۳۱
1980	٤۲	-۰/۰۸۳***	-۰/۱۲۷	-۰/۰۳۹	-۳/٦۷۷	۰/۰۰۰
1990	٤۳	–۰/۱۷٤***	-۰/۲۷٦	-۰/۰٦۹	-۳/۲۲۳	۰/۰۰۱
2000	۲۹	-۰/۰۵۳**	-۰/۱۰۱	-۰/۰۰۵	-۲/۱٦۹	۰/۰۳۰
2010	۱۱	-۰/۰۱۲	-۰/۰۸۳	۰/۰۵۸	-۰/۳٤۸	۰/۷۲۸
OPEN	۳۸	-۰/۰٦۹**	-۰/۱۲٤	-۰/۰۱٤	-۲/٤٦۹	۰/۰۱٤
LABMARKT	۱۱	-۰/۲۵۵***	-۰/۳۷۸	-۰/۱۲۲	-۳/۷۰۵	۰/۰۰۰
EXCHANGE	۳۱	-۰/۰۷۸**	-۰/۱٤۲	-۰/۰۱۳	-۲/۳٦۸	۰/۰۱۸
DEBT	۱۷	-۰/۰٤۲	-۰/۱۲٤	۰/۰٤	-۰/۹۸۸	۰/۳۱۸
POLSTAB	۱۹	-۰/۰۵۷	-۰/۱۳۳	۰/۰۲۰	-۱/٤۵۸	۰/۱٤۵

1. Moderator

ادامه جدول ۷.

ترکیب با تعدیلگرها	نتایج برآورد ترکیب مطالعات					
GDP	۳٤	-۰/۰۳۳	-۰/۰۸٦	۰/۰۲۱	-۱/۱۹٤	۰/۲۳۳
INFTARG	۵	۰/۰۰٤	-۰/۱٤۸	۰/۱۵۵	۰/۰٤۵	۰/۹٦٤
FINDEV	۵	۰/۰٤۱	-۰/۱۱۲	۰/۱۹۱	۰/۵۲۱	۰/٦۰۲
DEMOC	٤	-۰/۰۳۳	-۰/۱۳۰	۰/۰٦٤	-۰/٦۷۲	۰/۵۰۱
INSTQUAL	٤	۰/۰۱	-۰/۲۱٤	۰/۲۳۳	۰/۰۸۸	۰/۹۳
LOGINFL	٦	۰/۰٤۸	-۰/۰۲۰	۰/۱۱۵	۱/۳۸۱	۰/۱٦۷
PRIMDATA	۸	-۰/۱۵۹**	-۰/۲۹۳	-۰/۰۱۹	-۲/۲۲۷	۰/۰۲٦
SECDATA	۱۲	-۰/۲۱۲***	-۰/۳۳	-۰/۰۸۸	-۳/۳۲۸	۰/۰۰۱
PANEL	۵۱	-۰/۰۸۵*	-۰/۱۷۷	۰/۰۰۹	-۱/۷۸۱	۰/۰۷۵
FIXEDTIME	۸	-۰/۰٤۱*	-۰/۰۸٤	۰/۰۰۳	-۱/۸۲٤	۰/۰٦۸
FIXEDCOUNT	۸	-۰/۰۵۳**	-۰/۱۰۳	-۰/۰۰۳	-۲/۰۷۷	۰/۰۳۸
OBJECT	٤۸	-۰/۱۲**	-۰/۲۱۹	-۰/۰۱۹	-۲/۳۲	۰/۰۲
BOOK	٤۹	-۰/۱۱٤**	-۰/۲۲۲	-۰/۰۰۳	-۲/۰۱۲	۰/۰٤٤
WORKING	۹	-۰/۱۱۱***	-۰/۱۸	-۰/۰٤۱	-۳/۰۸۷	۰/۰۰۲

*** p<0/01، ** p<0/05 و * p<0/1

ماخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

همان‌طور که در جدول (۷) مشخص است، استفاده از شاخص‌های مختلف استقلال بانک مرکزی (ALES، GMT، DUM، CUK، BP، TOR و OTHER) در برخی موارد می‌تواند اندازه اثر رابطه استقلال بانک مرکزی و تورم را تحت تاثیر قرار دهد. همین‌طور که مشخص است شاخص دومیتر تاثیر مثبت استقلال بانک مرکزی بر تورم را گزارش کرده است و شاخص آلسینا رابطه معناداری را نشان نمی‌دهد.

بخش بعدی متغیرهای تعدیل‌گر که مربوط به کشورهای نمونه (OECD، LDCs، TRANS و MIXED) است، نشان می‌دهد که در بین کشورهای مختلف، نمونه کشورهای OECD تاثیر منفی و معنادار استقلال بانک مرکزی بر تورم را نشان می‌دهد. این موضوع نشان می‌دهد که تاثیر متغیر استقلال بانک مرکزی بر تورم به نمونه کشورها حساس است. در بخش بعدی دوره زمانی مدنظر مطالعات (دهه‌های ۱۹۶۰، ۱۹۷۰، ۱۹۸۰، ۱۹۹۰، ۲۰۰۰ و ۲۰۱۰) مورد توجه قرار گرفته است که در تمامی دهه‌ها، همبستگی منفی استقلال و تورم مشاهده می‌شود و دهه هفتم قرن ۲۰ و دهه دوم قرن ۲۱ در این مورد معنادار نیست.

در بخش بعدی، نتایج ترکیب مطالعاتی که هر یک از متغیرهای آزادی تجاری، بازار کار و رژیم نرخ ارز (OPEN، LABMARKT و EXCHANGE) را مدنظر قرار داده، محاسبه شده است؛ این سه متغیر، اندازه اثرهای کل گزارش شده (۰/۰۶۹-)، (۰/۲۵۵-) و (۰/۰۷۸-) است که نشان می‌دهد، این سه متغیر در تعامل با استقلال بانک مرکزی، اندازه اثر منفی و معنادار نشان می‌دهند.

در مورد ورود متغیرهای بدهی دولت، ثبات سیاسی، تولید ناخالص داخلی، هدف‌گذاری تورم، توسعه بازارهای مالی، دموکراسی و کیفیت نهادی (DEBT، POLSTAB، GDP، INFTARG، FINDEV، DEMOC و INSTQUAL)، معنادار نبودن اندازه اثر نشان از این امر دارد که ترکیب نتایج مطالعاتی که این متغیرها را در مدل خود وارد کرده‌اند، تاثیر معناداری از تعامل هر یک از این متغیرها با رابطه استقلال و تورم نشان نمی‌دهد. همچنین ترکیب مطالعاتی که به‌جای تورم از لگاریتم تورم (LOGINFL) به‌عنوان متغیر وابسته مدل خود استفاده کرده‌اند، نتیجه معناداری را حاصل نمی‌کند.

در بخش بعدی مطالعاتی که برای اندازه‌گیری میزان استقلال بانک مرکزی از شاخص ساخته شده توسط خود (PRIMDATA) یا شاخص تغییر داده دیگران (SECDATA) استفاده کرده‌اند، ترکیب نتایج آن همبستگی منفی قابل توجه و معناداری را در رابطه استقلال و تورم نشان می‌دهد. تعداد ۵۱ مطالعه منفرد از داده‌های تابلویی (PANEL) استفاده کرده‌اند که ترکیب آن‌ها ضریب همبستگی منفی و معناداری را گزارش می‌دهد.

در ادامه نتایج مطالعاتی که اثرات ثابت زمانی و اثرات ثابت کشوری (FIXEDTIME و FIXEDCOUNT) را در مدل خود وارد کرده‌اند، ترکیب شده و تاثیر منفی و معنادار استقلال بانک مرکزی بر تورم مشاهده می‌شود.

در بخش بعدی، مطالعاتی که تمرکز اصلی آن‌ها روی رابطه استقلال و تورم (OBJECT) است، ترکیب شدند و نتیجه تاثیر منفی و معنادار استقلال بانک مرکزی بر تورم را نشان می‌دهد. در انتها بر اساس دو متغیر کنترل (BOOK و WORKING) مطالعات چاپ شده در مجلات و مقالات پیش‌نویس از هم تفکیک شدند و نتایج مطالعات هر گروه به‌طور جداگانه باهم ترکیب شدند؛ مقالات چاپ شده تاثیر منفی استقلال بانک مرکزی بر تورم را با شدت بیشتری نشان می‌دهد در حالی که مقالات پیش‌نویس، معناداری بیشتری را برای این رابطه نتیجه می‌دهند.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نتایج نهایی در مطالعات فراتحلیل، شامل نتایج مربوط به ترکیب اندازه اثرات مطالعات منفرد و محاسبه اندازه اثر کل می‌شود. در سطح دوم فراتحلیل، ترکیب اندازه اثرهای حاصل از سطح اول فراتحلیل چندسطحی، اندازه اثرکل را گزارش می‌کند. با استفاده از اندازه اثر کل می‌توان شدت و جهت رابطه بین دو متغیر مورد بررسی فراتحلیل را مشخص کرد. اندازه اثر کل در این مطالعه برابر با (۰/۱۱۶-) به دست آمد. علامت منفی اندازه اثر کل این‌گونه تفسیر می‌شود که تاثیر استقلال بانک مرکزی بر تورم منفی است و براساس P گزارش شده (P=۰/۰۱۲)، این رابطه معنادار است؛ بنابراین، فرضیه این پژوهش مبنی بر اندازه اثر حاصل از برآیند نتایج مطالعات منفرد، تاثیر منفی و معنادار استقلال بانک مرکزی بر تورم را نشان می‌دهد، تایید می‌شود (رد نمی‌شود).

برای بررسی شدت رابطه از معیار تفسیر کوهن که در جدول (۵) مطرح شده است، می‌توان استفاده کرد. با توجه به اطلاعات این جدول، اندازه اثر کل به دست آمده، یک اندازه اثر کوچک و رو به متوسط است. اندازه اثر کل کوچک به دست آمده نشان از این واقعیت دارد که استقلال بانک مرکزی در هر شرایطی قادر به کاهش تورم نیست. به عبارت دیگر، قدرت این راهکار به اندازه‌ای زیاد و مطلق نیست که به تنهایی بتواند تورم را کاهش دهد و حتما باید شرایطی برای این اثرگذاری آماده باشد.

بررسی متغیرهای تعدیل‌گر این مطالعه و وارد کردن آن‌ها به مدل، نشان می‌دهد که در کشورهای پیشرفته، استقلال بانک مرکزی به مقدار قابل توجهی تورم را کاهش داده است، اما در سایر کشورها این مقدار کمتر است. دلیل این امر آن است که در کشورهای پیشرفته فضای سیاسی حکمرانی و عملکرد، راهکارهای دیگر مثل هدف‌گذاری تورم، توسعه بازارهای مالی و... شرایط مناسبی را برای اثرگذاری استقلال بانک مرکزی بر تورم آماده کرده است؛ بنابراین، استقلال نهاد سیاست‌گذار پولی به تنهایی نمی‌تواند موفقیت سیاست پولی و مهار تورم را تضمین کند و اتخاذ سیاست‌های مناسب در دیگر حوزه‌ها نیز از جمله ضروریات دستیابی به اهداف مدنظر مقام پولی به‌حساب می‌آیند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Mohammad Javad Nourahmadi http://orcid.org/0000-0002-0738-9069
Amir Khademalizadeh http://orcid.org/0000-0003-0738-7423
Mohammad Bagher Shirmehenji http://orcid.org/0000-0003-0384-157X

منابع

پروین، سهیلا، شاکری، عباس و احمدیان، اعظم. (۱۳۹۳). ارزیابی اثرات ترازنامه‌ای سیاست‌های پولی در شبکه بانکی کشور بر متغیرهای کلیدی اقتصاد ایران (رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۹(۵۸)، ۷۷-۱۱۵.

چزانی شراهی، اسماعیل. (۱۳۸۴). استقلال بانک مرکزی و تاثیرات آن بر متغیرهای اقتصاد کلان. *تدبیر*، ۱۶۱، ۲۹-۳۴.

زرین اقبال، حسن، جعفری صمیمی، احمد و طهرانچیان، امیرمنصور. (۱۳۹۷). تاثیر استقلال بانک مرکزی بر نوسانات تولید و تورم در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۸ (۳۰)، ۳۳-۵۴. doi: 20.1001.1.22285954.1397.8.30.2.7

عادلی، محمدحسین. (۱۳۷۰). *درآمدی بر استقلال بانک مرکزی*. چ ۱. تهران: پژوهشکده پولی و بانکی.

قنبری، میترا و محمدی، تیمور. (۱۳۹۶). سیکل‌های سیاسی پولی و رابطه آن با استقلال بانک مرکزی. *پژوهش‌های پولی - بانکی*، ۹ (۳۰)، ۵۴۵-۵۶۷.

نوغانی دخت بهمنی، محسن و میرمحمد تبار، سید احمد. (۱۳۹۶). *فراتحلیل مبانی و کاربردها*. چ ۱. مشهد: دانشگاه فردوسی مشهد.

References

Adeli, M. (1991). *An Introduction to Central Bank Independence* (1st ed.).Tehran: Monetary and Banking Research Institute. [In Persian]

Baumann, P., Schomaker, M., & Rossi, E. (2020). Estimating the effect of central bank independence on inflation using longitudinal targeted maximum likelihood estimation. *Journal of Causal Inference*, 9, 109-146.

Beju, D. G., Ciupac-Ulici, M. L., & Fă t, C. M. (2017). Central Bank Independence and Inflation in EU-28. *Land Forces Academy Review*, *22*(4), 253-262.

Bogoev, J., Petrevski, G., & Sergi, B. S. (2012). Investigating the link between Central Bank independence and inflation in Central and Eastern Europe: evidence from Panel Data Models. *Eastern European Economics*, *50*(4), 78-96.

Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P., & Rothstein, H. R. (2011). *Introduction to meta-analysis*. UK: John Wiley & Sons.

Bryan, M. (2013). The great inflation. *Federal Reserve History*, Retrieved from: https://www.federalreservehistory.org/essays/great_inflation.

Buchanan, J. M., & Wagner, R. E. (1977). *Democracy in deficit: The political legacy of Lord Keynes* (Vol. 4). New York: Academic Press.

Chezani Sharahi, E. (2005). Central bank independence and its effects on macroeconomic variables. *Tadbir Monthly*, 161, 29-34. [In Persian]

Cochran, W. G. (1954). The combination of estimates from different experiments. *Biometrics*, 10(1), 101-129.

Cohen, J. (1988). *The effect size index: d. Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Abingdon-on-Thames: Routledge Academic.

De Haan, J., & Kooi, W. J. (2000). Does central bank independence really matter? New evidence for developing countries using a new indicator. *Journal of Banking & Finance*, *24*(4), 643-664.

Egger, M., Smith, G. D., Schneider, M., & Minder, C. (1997). Bias in meta-analysis detected by a simple, graphical test. *Bmj*, 315(7109), 629-634.

Eijffinger, S. C., & De Haan, J. (1996). *The political economy of central-bank independence*. Special Papers in International Economics No. 19, Princeton.

Franzese Jr, R. J. (1999). Partially independent central banks, politically responsive governments, and inflation. *American Journal of Political Science*, 43(3), 681-706.

Ghanbari, M., & Mohammadi, T. (2017). Monetary political cycles and its relationship with central bank independence. *Monetary-Banking Research Quarterly*, 9 (30), 545-567. [In Persian]

Glass, G. V. (1976). Primary, secondary, and meta-analysis of research. *Educational researcher*, 5(10), 3-8.

Harrer, M., Cuijpers, P., Furukawa, T. A., & Ebert, D. D. (2019). *Doing meta-analysis in R: A hands-on guide*. Boca Raton, FL and London: Chapmann & Hall/CRC Press. doi: 10.5281/zenodo. 2551803.

Higgins, J. P., Thompson, S. G., Deeks, J. J., & Altman, D. G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *Bmj*, *327*(7414), 557-560.

Jácome, L. I., & Vázquez, F. (2008). Is there any link between legal central bank independence and inflation? Evidence from Latin America and the Caribbean. *European Journal of Political Economy*, *24*(4), 788-801.

Klomp, J., & De Haan, J. (2010). Inflation and central bank independence: a meta- regression analysis. *Journal of Economic Surveys*, *24*(4), 593-621.

Kunaedi, A., & Darwanto, D. (2020). Central Bank Independence and Inflation: The Matters of Financial Development and Institutional Quality. *Jurnal Ilmu Ekonomi*, 9(1), 1-14.

Mathur, M. B., & VanderWeele, T. J. (2020). Sensitivity analysis for publication bias in meta- analyses. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, 69(5), 1091-1119.

McShane, B. B., & Böckenholt, U. (2018). Multilevel multivariate meta-analysis with application to choice overload. *Psychometrika*, 83(1), 255-271.

Meisel, A., & Barón, J. D. (2010). A historical analysis of central bank independence in Latin America: the Colombian experience, 1923-2008. *Revista de Historia Economica-Journal of Iberian and Latin American Economic History*, *28*(1), 83-102.

Noghani Dokht Bahmani, M., & Mirmohammad Tabar, S. A. (2017). *Meta-analysis Basics and Applications*, First Edition. Mashhad: Ferdowsi University of Mashhad. [In Persian]

Parkin, M. (1987). *Domestic monetary institutions and deficits*. New York: Basil Blackwell.

Parvin, S., Shakeri, A., & Ahmadian, A. (2014). Assessing the effects of monetary policy balances in the country's banking network on key variables of the Iranian economy (random dynamic equilibrium general approach). *Iranian Journal of Economic Research*, 19 (58), 77-115.

Romer, D. (1993). Openness and inflation: theory and evidence. *The quarterly journal of economics*, 108(4), 869-903.

Walsh, C. E. (2011). Central bank independence revisited. *Economic Papers: A journal of applied economics and policy*, *30*(1), 18-22.

Zarineghbal, H., Jafari Samimi, A., & Tehranchian, A. (2018). The Effect of Central Bank Independence on Output and Inflation Fluctuations in Iran. *Economic Growth and Development Research*, 8 (30), 33-54. doi: 20.1001.1.22285954.1397.8.30.2.7. [In Persian]

Zuckarelli, J. (2017). Central bank independence and inflation-new insights from a meta-regression analysis. working paper (unpublished), https://www.zuckarelli.de/.

پیوست

منابع مربوط به مطالعات منفرد استفاده شده در فراتحلیل به ترتیب کدگذاری:

1- Grilli, V., Masciandaro, D., & Tabellini, G. (1991). Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries. *Economic policy*, 6(13), 341-392.

2- Cukierman, A., Web, S. B., & Neyapti, B. (1992). Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes. *The World Bank economic review*, 6(3), 353-398.

3- Al-Marhubi, F., & Willett, T. D. (1995). The anti inflationary influence of corporatist structures and central bank independence: The importance of the hump shaped hypothesis. *Public Choice*, 84(1-2), 153-162.

4- Eijffinger, S., & van Keulen, M. (1995). Central bank independence in another eleven countries. *PSL Quarterly Review*, 48(192), 39-81.

5- Bleaney, M. (1996). Central bank independence, wage-bargaining structure, and macroeconomic performance in OECD countries. *Oxford Economic Papers*, 48(1), 20-38.

6- De Haan, J., & Siermann, C. L. (1996). Central bank independence, inflation and political instability in developing countries. *The Journal of Policy Reform*, 1(2), 135-147.

7- Loungani, P., & Sheets, N. (1997). Central bank independence, inflation, and growth in transition economies. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(3), 381-399.

8- Campillo, M., & Miron, J. A. (1997). *Why does inflation differ across countries?*. In Reducing inflation: Motivation and strategy (pp. 335-362). University of Chicago Press.

9- Hall, P. A., & Franzese, R. J. (1998). Mixed signals: central bank independence, coordinated wage bargaining, and European Monetary Union. *International organization*, 52(3), 505-535.

10- Eijffinger, S., Schaling, E., & Hoeberichts, M. (1998). Central bank independence: A sensitivity analysis. *European Journal of Political Economy*, 14(1), 73-88.

11- Temple, J. (1998). Central bank independence and inflation: good news and bad news. *Economics Letters*, 61(2), 215-219.

12- Keefer, P., & Stasavage, D. (2002). Checks and balances, private information, and the credibility of monetary commitments. *International organization*, 56(4), 751-774.

13- Franzese Jr, R. J. (1999). Partially independent central banks, politically responsive governments, and inflation. *American Journal of Political Science*, 43(3), 681-706.
14- Oatley, T. (1999). Central bank independence and inflation: Corporatism, partisanship, and alternative indices of central bank independence. *Public Choice*, 98(3-4), 399-413.
15- Franzese, R. J., & Hall, P. A. (2000). Institutional dimensions of coordinating wage bargaining and monetary policy. Unions, employers, and central banks: Macroeconomic coordination and institutional change in social market economies, 173-204.
16- Brumm, H. J. (2000). Inflation and central bank independence: conventional wisdom redux. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(4), 807-819.
17- De Haan, J., & Kooi, W. J. (2000). Does central bank independence really matter?: New evidence for developing countries using a new indicator. *Journal of Banking & Finance*, 24(4), 643-664.
18- Keefer, P., & Stasavage, D. (2000). Bureaucratic delegation and political institutions: When are independent central banks irrelevant? (Vol. 2356). World Bank Publications.
19- Maliszewski, W. S. (2000). Central bank independence in transition economies. *Economics of transition*, 8(3), 749-789.
20- Jafari Samimi, A., & Ahmadi, N. (2002). Central Bank Independence and Macroeconomic Performance in Developing Countries (Including Iran): An Empirical Analysis (1998-1999). *Journal of Humanities and Social Sciences*, 2 (4), 113-132. [In Persian]
21- King, D., & Ma, Y. (2001). Fiscal decentralization, central bank independence, and inflation. *Economics Letters*, 72(1), 95-98.
22- Sturm, J. E., & De Haan, J. (2001). Inflation in developing countries: does central bank independence matter?. Working paper, Available at SSRN 277288.
23- Banaian, K., & Luksetich, W. A. (2001). Central bank independence, economic freedom, and inflation rates. *Economic Inquiry*, 39(1), 149-161.
24- Broz, J. L. (2002). Political system transparency and monetary commitment regimes. *International Organization*, 56(4), 861-887.
25- De Haan, J., Leertouwer, E., Meijer, E., & Wansbeek, T. (2003). Measuring central bank independence: A latent variables approach. *Scottish Journal of Political Economy*, 50(3), 326-340.

26- Gutierrez, M. E. (2003). Inflation performance and constitutional central bank independence: evidence from Latin America and the Caribbean (No. 3-53). International Monetary Fund.

Keefer, P., & Stasavage, D. (2003). The limits of delegation: Veto players, central bank independence, and the credibility of monetary policy. American political science review, 97(3), 407-423.

28- Ilieva, J., & Gregoriou, A. (2005). Central bank indepedence and inflation performance in transition economies: new evidence from a primary data approach, Manchester Metropolitan Business School Working Paper Series.

29- Bouwman, K., Jong-A-Pin, R., & de Haan, J. (2005). On the relationship between central bank independence and inflation: some more bad news. *Applied Financial Economics Letters*, 1(6), 381-385.

30- Destefanis, S., & Rizza, M. (2007). Inflation, Central Bank Independence and Corporatism: An Empirical Test. Ente Einaudi: *Quaderni di Ricerche*, (62), 1-22.

31- Carmignani, F., Colombo, E., & Tirelli, P. (2008). Economic and socio-political determinants of de facto monetary institutions and inflationary outcomes. *The BE Journal of Macroeconomics*, working paper, 8(1).

32- Crowe, C., & Meade, E. E. (2008). Central bank independence and transparency: Evolution and effectiveness. *European Journal of Political Economy*, 24(4), 763-777.

33- Jácome, L. I., & Vázquez, F. (2008). Is there any link between legal central bank independence and inflation? Evidence from Latin America and the Caribbean. *European Journal of Political Economy*, 24(4), 788-801.

34- Anastasiou, A. (2009). Central bank independence and economic performance. *Cyprus Economic Policy Review*, 3(1), 123-156.

35- Carlstrom, C. T., & Fuerst, T. S. (2009). Central bank independence and inflation: A note. *Economic Inquiry*, 47(1), 182-186.

36- Lin, H. Y. (2009). A revisit of the relation between central bank independence and inflation. No. 30398, MPRA Paper, University Library of Munich.

37- Klomp, J., & De Haan, J. (2010). Central bank independence and inflation revisited. *Public Choice*, 144(3-4), 445-457.

38- Dumiter, F. C., & Şoim, H. F. (2010). The correlation between central bank independence and inflation in developed and emerging countries. In Proceedings of the 5th WSEAS International Conference on Economy and Management Transformation, issue I, 1, 180-185.

39- Vuletin, G., & Zhu, L. (2011). Replacing a “disobedient” central bank governor with a “docile” one: A novel measure of central bank independence and its effect on inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(6), 1185-1215.
40- Chrigui, Z., Boujelbene, Y., & Mhamdi, G. (2011). Central Bank independence and inflation: Evidence from emerging countries. *Journal of Policy Modeling*, 33(3), 453-469.
41- Abou Hamia, M. A. (2011). Central Bank Independence and its Effect on Inflation in the ESCWA Countries (No. E/ESCWA/EDGD/2011/WP. 2). Working Papers.
42- Zervoyianni, A., Anastasiou, A., & Anastasiou, A. (2014). Does central bank independence really matter? Re-assessing the role of the independence of monetary policy-makers in macroeconomic outcomes. *International Journal of Economics and Business Research*, 8(4), 427-473.
43- Neyapti, B. (2012). Monetary institutions and inflation performance: cross-country evidence. *Journal of Economic Policy Reform*, 15(4), 339-354.
44- Petrevski, G., Bogoev, J., & Sergi, B. S. (2012). The link between central bank independence and inflation in Central and Eastern Europe: are the results sensitive to endogeneity issue omitted dynamics and subjectivity bias?. *Journal of Post Keynesian Economics*, 34(4), 611-652.
45- Arnone, M., & Romelli, D. (2013). Dynamic central bank independence indices and inflation rate: A new empirical exploration. *Journal of Financial Stability*, 9(3), 385-398.
46- OPEC, P. E. C. (2012). The Investigation of Central Bank Independence on Inflation in Organization of Petroleum Exporting Countries (OPEC). *Advances in Environmental Biology*, 6(1), 384-387.
47- Daunfeldt, S., Landstrom, M., & Rudholm, N. (2014). Are Central Bank Independence Reforms Necessary for Achieving Low and Stable Inflation?, Working Paper, Umeå, Sweden: Umeå University, 863, 1-36.
48- Dumiter, F., Brezeanu, P., Radu, C., & Turcas, F. (2015). Modelling Central Bank Independence and Inflation: Deus Ex Machina?. Studia Universitatis „Vasile Goldis” *Arad–Economics Series*, 25(4), 56-69.
49- Agoba, A. M., Abor, J., Osei, K. A., & Sa-Aadu, J. (2017). Central bank independence and inflation in Africa: The role of financial systems and institutional quality. *Central Bank Review*, 17(4), 131-146.
50- He, Q., & Zou, H. F. (2018). Central Bank Independence and Inflation: Schumpeterian Theory and Evidence (No. 606). China Economics and Management Academy, Central University of Finance and Economics.

51- Bedikanli, M. (2018). The effects of central bank independence on inflation: A study on OECD-countries. Bachelor thesis, 15 ECTS, Umeå School of Business and Economics.

52- Toure, A. A. (2019). Does Central Bank Independence have any effect on inflation in Sub-Saharan African Economies?. *World Scientific News*, 134(2), 270-280.

53- Garriga, A. C., & Rodriguez, C. M. (2020). More effective than we thought: Central bank independence and inflation in developing countries. *Economic Modelling*, 85, 87-105.

54- Kokoszczyński, R., & Mackiewicz- Łyziak, J. (2020). Central bank independence and inflation—Old story told anew. *International Journal of Finance & Economics*, 25(1), 72-89.

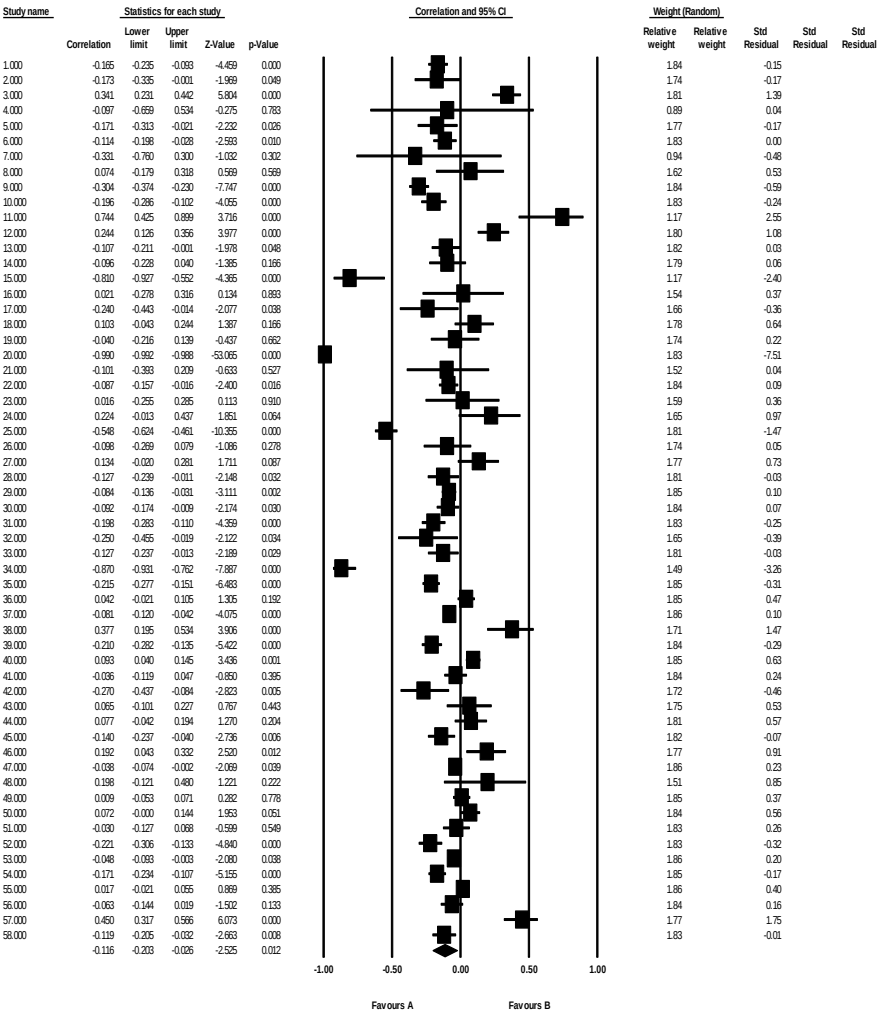
55- Lim, J. J. (2020). The limits of central bank independence for inflation performance. *Public Choice*, 1-27. doi: 10.1007s11127-019-00771-8.

56- BOGARI, A. (2020). Central Bank Independence, Economic Growth and Inflation: Theories and Empirical Validations. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, 6(1), 11-21.

57- Kunaedi, A., & Darwanto, D. (2020). Central Bank Independence and Inflation: The Matters of Financial Development and Institutional Quality. Signifikan: *Jurnal Ilmu Ekonomi*, 9(1), 1-14.

58- Cevik, S., & Zhu, T. (2020). Trinity Strikes Back: Monetary Independence And Inflation In The Caribbean. *Journal of International Development*, 32(3), 375-388.

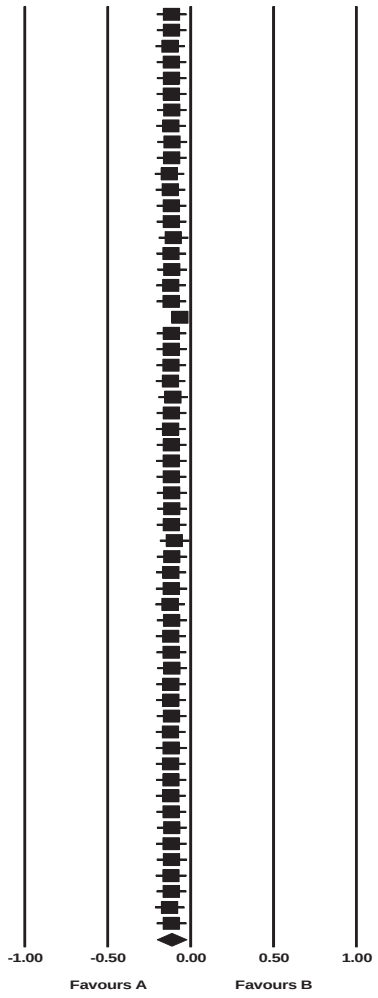
نمودار ۱. نمودار انباشت و اندازه اثرها



منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج آزمون تحلیل حساسیت

Study name	Statistics with study removed				
	Point	Lower limit	Upper limit	Z-Value	p-Value
1.000	-0.115	-0.204	-0.023	-2.452	0.014
2.000	-0.115	-0.203	-0.024	-2.475	0.013
3.000	-0.124	-0.212	-0.034	-2.698	0.007
4.000	-0.116	-0.204	-0.026	-2.517	0.012
5.000	-0.115	-0.203	-0.024	-2.473	0.013
6.000	-0.116	-0.205	-0.024	-2.480	0.013
7.000	-0.113	-0.202	-0.023	-2.466	0.014
8.000	-0.119	-0.207	-0.028	-2.570	0.010
9.000	-0.112	-0.201	-0.021	-2.407	0.016
10.000	-0.114	-0.203	-0.023	-2.452	0.014
11.000	-0.128	-0.216	-0.038	-2.792	0.005
12.000	-0.122	-0.211	-0.032	-2.646	0.008
13.000	-0.116	-0.205	-0.025	-2.490	0.013
14.000	-0.116	-0.205	-0.025	-2.501	0.012
15.000	-0.104	-0.192	-0.014	-2.255	0.024
16.000	-0.118	-0.206	-0.027	-2.550	0.011
17.000	-0.113	-0.202	-0.023	-2.454	0.014
18.000	-0.119	-0.208	-0.029	-2.582	0.010
19.000	-0.117	-0.206	-0.026	-2.526	0.012
20.000	-0.065	-0.106	-0.023	-3.072	0.002
21.000	-0.116	-0.204	-0.025	-2.509	0.012
22.000	-0.116	-0.206	-0.024	-2.481	0.013
23.000	-0.118	-0.206	-0.027	-2.548	0.011
24.000	-0.121	-0.210	-0.031	-2.628	0.009
25.000	-0.106	-0.195	-0.017	-2.318	0.020
26.000	-0.116	-0.205	-0.025	-2.504	0.012
27.000	-0.120	-0.209	-0.030	-2.596	0.009
28.000	-0.115	-0.204	-0.024	-2.485	0.013
29.000	-0.116	-0.207	-0.024	-2.457	0.014
30.000	-0.116	-0.205	-0.025	-2.487	0.013
31.000	-0.114	-0.203	-0.023	-2.449	0.014
32.000	-0.113	-0.202	-0.023	-2.451	0.014
33.000	-0.115	-0.204	-0.024	-2.485	0.013
34.000	-0.097	-0.186	-0.008	-2.125	0.034
35.000	-0.114	-0.203	-0.022	-2.428	0.015
36.000	-0.119	-0.208	-0.027	-2.531	0.011
37.000	-0.116	-0.209	-0.022	-2.413	0.016
38.000	-0.124	-0.212	-0.034	-2.700	0.007
39.000	-0.114	-0.203	-0.022	-2.438	0.015
40.000	-0.119	-0.209	-0.028	-2.547	0.011
41.000	-0.117	-0.206	-0.026	-2.510	0.012
42.000	-0.113	-0.201	-0.022	-2.439	0.015
43.000	-0.119	-0.207	-0.028	-2.567	0.010
44.000	-0.119	-0.208	-0.028	-2.569	0.010
45.000	-0.115	-0.204	-0.024	-2.476	0.013
46.000	-0.121	-0.210	-0.031	-2.621	0.009
47.000	-0.117	-0.210	-0.022	-2.417	0.016
48.000	-0.120	-0.209	-0.030	-2.610	0.009
49.000	-0.118	-0.208	-0.026	-2.514	0.012
50.000	-0.119	-0.208	-0.028	-2.553	0.011
51.000	-0.117	-0.206	-0.026	-2.519	0.012
52.000	-0.114	-0.203	-0.022	-2.441	0.015
53.000	-0.117	-0.208	-0.024	-2.452	0.014
54.000	-0.115	-0.204	-0.023	-2.443	0.015
55.000	-0.118	-0.210	-0.024	-2.461	0.014
56.000	-0.117	-0.206	-0.025	-2.499	0.012
57.000	-0.126	-0.214	-0.036	-2.749	0.006
58.000	-0.116	-0.205	-0.024	-2.479	0.013
	-0.116	-0.203	-0.026	-2.525	0.012



منبع: یافته‌های پژوهش

استناد به این مقاله: نوراحمدی، محمدجواد، خادم علیزاده، امیر، شیرمهنجی، محمدباقر. (۱۴۰۱). فراتحلیل تاثیر استقلال بانک مرکزی بر تورم، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۲)، ۱۱۳-۱۵۲.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 27, Issue 92, Fall 2022, 153-179
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2022.62150.1013

ATU PRESS

Original Research Received: 07/07/2021 Accepted: 17/01/2022 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

The Effect of Foreign Tourism Development on Poverty in Iran

Fatemeh Bazzazan *

Associate Professor, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

Abstract

Poverty is a global issue of high importance for both developing and developed countries. The first step in tackling poverty is to identify the impact of economic policies on poverty indicators. In this direction, the purpose of this study is to measure the effect of foreign tourism development on poverty reduction using SAM fixed price multiplier approach. For this purpose, 2011 SAM, 2018 foreign tourist receipts, and three poverty indicators: head count ratio, poverty gap, and (FGT) have been considered. The results indicate that the arrival of foreign tourists through the production growth channel reduces poverty in Iran and reducing poverty of rural households is greater than urban households. Results also show that the highest share in sectoral poverty reduction based on the three poverty indicators is related to the agricultural sector (based on the census poverty index), hotels and restaurants, and manufacturing, and transportation (based on the poverty gap index and the FGT indices). Whereas the least reduction in poverty occurs in the financial, insurance and education activities. Any policy making in the direction of tourism development is considered as a suitable socio-economic achievement.

Keywords: Tourism, Social Accounting Matrix, FGT, Poverty Gap, Head Count Ratio.

JEL Classification: E16, O10, P46.

* Corresponding Author: fbazzazan@alzahra.ac.ir

How to Cite: Bazzazan, F. (2022). The Effect of Foreign Tourism Development on Poverty in Iran. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (92)*, 153 -179.

مقاله پژوهشی

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------
دوره ۲۷، شماره ۹۲، پاییز ۱۴۰۱، ۱۵۳-۱۷۹
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2022.62150.1013

اثر توسعه گردشگری خارجی بر فقر در ایران

فاطمه بزازان*
دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران

چکیده

فقر مقوله‌ای جهانی است که همه کشورها اعم از در حال توسعه و توسعه یافته نسبت به آن نگرانی دارند. قدم اول مبارزه با فقر و رفع نگرانی، سنجش و آگاهی از اثر سیاست‌های اقتصادی بر میزان فقر است. با در نظر گرفتن این موضوع، هدف مقاله حاضر، سنجش اثربخشی گردشگری خارجی بر شاخص‌های سه‌گانه فقر: فقرسرشمار، شکاف فقر و شاخص FGT با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی رویکرد ضرایب فزاینده قیمت ثابت برای نخستین بار است. به این منظور، از ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰، اطلاعات مربوط به درآمد گردشگران خارجی سال ۲۰۱۸ و شاخص‌های فقر سرشمار، شکاف فقر و شاخص FGT استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که ورود گردشگر خارجی از کانال رشد تولید موجب کاهش فقر در ایران می‌شود. اثر کاهش فقر خانوارهای روستایی بیشتر از خانوارهای شهری است. همچنین بالاترین سهم در کاهش فقر خانوارهای شهری و روستایی براساس شاخص‌های سه‌گانه فقر به ترتیب در بخش کشاورزی (با توجه به شاخص فقر سرشمار)، هتل و رستوران و صنعت و ساخت و حمل‌ونقل (با توجه به شاخص شکاف فقر) و هتل و رستوران، صنعت و حمل‌ونقل (با توجه به شاخص فوستر، گریر و توربک) است. پایین‌ترین سهم نیز مربوط به بخش‌های فعالیت‌های مالی، بیمه و آموزش است. بنابراین، هرگونه اقدام در راستای توسعه گردشگری دستاورد اجتماعی- اقتصادی مناسبی ارزیابی می‌شود.

کلمات کلیدی: گردشگری، ماتریس حسابداری اجتماعی، فقر سرشمار، شکاف فقر، شاخص FGT

طبقه‌بندی JEL: E16, O10, P46

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۷

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

* نویسنده مسئول: fbazzazan@alzahra.ac.ir

۱. مقدمه

کاهش فقر همواره یکی از اصلی‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران بوده و بدین سبب مطالعات مختلفی در راستای نحوه کاهش فقر در کشورها به انجام رسیده و در اغلب کشورهای در حال توسعه رشد اقتصادی به عنوان راه‌حل اصلی پیشنهاد شده است. سوال اساسی که در این رابطه مطرح می‌شود، این است که آیا فقرا همواره از رشد اقتصادی و آثاری که در جامعه برجای می‌گذارد، منتفع می‌شوند؟ در پاسخ به این سوال اقتصاددانان به دو گروه تقسیم می‌شوند؛ یک گروه معتقدند که رشد اقتصادی خودبه‌خود فقر را کاهش می‌دهد و گروه دیگر، رشد اقتصادی را برای از بین بردن فقر کافی نمی‌دانند و توزیع منافع ناشی از رشد را برای همه افراد جامعه اعم از فقیر و غنی یکسان نمی‌دانند.

در مطالعاتی که در ایران صورت گرفته، اغلب رابطه بین فقر و رشد اقتصادی در سطح کلان مورد ارزیابی قرار گرفته است؛ از جمله می‌توان به مطالعات راغفر و همکاران (۱۳۹۴)، ابونوری و عباسی قادی (۱۳۸۶) و پیرایی و قناعتیان (۱۳۸۵) اشاره کرد که به نتایج متفاوتی رسیده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که در دوره ۱۳۷۴-۱۳۸۲ رشد، حامی فقر بوده (پیرایی و قناعتیان ۱۳۸۵) در حالی که در دو دوره ۱۳۶۳-۱۳۹۲ (راغفر و همکاران ۱۳۹۴) و ۱۳۶۱-۱۳۸۱ (ابونوری و عباسی قادی ۱۳۸۶) رشد آرام اقتصادی در ایران، حامی فقر نبوده است.

مطالعه پروین و همکاران (۱۳۹۲) مطالعه دیگری از این سری است که تغییرات شاخص‌های فقر را در اثر رشد متوازن بخش‌های اقتصادی و نه رشد تولید ناخالص داخلی مورد بررسی قرار داده و بخش‌های حامی فقر را در قالب الگوی رشد متوازن ماتریس حسابداری اجتماعی شناسایی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که در ایران رشد برخی از بخش‌ها، حامی فقر و برخی دیگر را نمی‌توان حامی فقر دانست. پژوهش آن‌ها گامی به جلو در انتخاب سیاست‌های رشد فقرزدا در ایران به شمار می‌رود که برای کاهش فقر لازم نیست همه بخش‌ها رشد داشته باشند، بلکه با رشد بخش‌های انتخابی می‌توان به هدف کاهش فقر نیز دست پیدا کرد. سوالی که در این رابطه پیش می‌آید این است که رشد بخشی غیرمتوازن چه تاثیری بر فقر می‌تواند داشته باشد؟

در سال‌های اخیر گردشگری به عنوان یک سیاست رشد غیرمتوازن در دستیابی به رشد بالا در کشورهای فقیر، سبب ایجاد علاقه فراوانی به گردشگری به عنوان یک استراتژی

کاهش فقر شده است که گاهی اوقات گردشگری حامی فقرا نامیده می‌شود. در همین راستا هدف اصلی مطالعه حاضر سنجش میزان فقرزدایی ورود گردشگران خارجی، مطالعه موردی ایران است. جهت دستیابی به این هدف سازماندهی مقاله بدین قرار است: پس از مقدمه، مبانی نظری و مروری بر ادبیات موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه روش‌شناسی تاثیرپذیری شاخص‌های فقر از ورود گردشگران مورد بحث قرار گرفته و در نهایت نتایج به دست آمده با استفاده از الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و نتیجه‌گیری آخرین بخش مقاله است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

فقدان درآمد و دارایی یکی از اصلی‌ترین علل فقر است و رشد اقتصادی موجب افزایش درآمد و کاهش فقر می‌شود و برعکس کاهش درآمد، فقر را افزایش می‌دهد. رشد اقتصادی قادر است فقر را کاهش دهد، اما اثرگذاری آن بستگی زیادی به چگونگی آثار رشد روی گروه‌های مختلف اعم از فقیر و غنی دارد. در این میان صنعت گردشگری به جهت ویژگی‌های خاصی که دارد، می‌تواند به عنوان ابزاری برای کاهش فقر در کشورهایی که ظرفیت پذیرش گردشگران خارجی و داخلی را دارند به‌کار گرفته شود. گردشگری به دلیل ارزآوری و درآمدزایی بالا، متکی به مشاغل کاربر بودن و ایجاد اشتغال برای تمامی سطوح و طبقات اجتماع فرصت‌های خوبی را برای همه افراد جامعه اعم از فقرا و حتی ثروتمندان دارد.

امروزه در بسیاری از کشورهای در حال توسعه از سیاست‌گذاری رشد گردشگری جهت کاهش فقر کمک گرفته می‌شود. گردشگری حامی فقرا، یک محصول گردشگری در بخش خاصی نیست، بلکه یک رویکرد کلی است که به منظور ایجاد فرصت‌هایی برای فقرا طراحی شده است (Jamieson et al, 2004). اثر حامی فقرا بودن گردشگری سبب شده تا بتوان از آن به منظور کاهش نابرابری درآمدی و فقر استفاده کرد. این رویکرد مورد قبول کشورها و اقتصادهایی است که در حال حاضر به شدت به درآمدهای گردشگری وابسته هستند. تحت این رویکرد به گردشگری به عنوان ابزاری جهت ایجاد فرصت‌های فراوان و ایجاد اشتغال و منافع زیاد برای گروه‌های بسیار آسیب‌پذیر جامعه از طریق مشارکت آن‌ها در تولید کالاها و خدمات گردشگری نگاه می‌شود (Alam & Paramati, 2016).

در کشورهایی که صادرات رقابتی کمی دارند به نظر می‌رسد که گردشگری یک گزینه توسعه قابل دوام باشد. فقرا می‌توانند با استفاده از سرمایه‌های طبیعی و فرهنگی که گردشگری به آن‌ها وابسته است، حتی با منابع مالی محدود نیز فعالیت کنند (Chok et al, 2008).

علاوه بر این، گردشگری ویژگی‌های بسیاری دارد که آن را به طور خاص برای کشورهای کم درآمد و جوامع فقیر مناسب می‌کند. گردشگری یک بخش به نسبت کارآفرین است و به طور سنتی از فعالیت‌های کوچک که به سرمایه‌گذاری کمی نیاز دارند، تشکیل شده است. این فعالیت‌ها به طور خاص برای زنان، جوانان و گروه‌های محروم از قبیل اقلیت‌های قومی که بیشتر در دسترس فقرا است، مناسب هستند. همچنین از آنجایی که گردشگری شامل فعالیت‌های بسیار بوده و دارای یک زنجیره عرضه وسیع و متنوع است، هزینه گردشگران می‌تواند به طیف وسیعی از بخش‌ها مانند کشاورزی، صنایع دستی، حمل‌ونقل و سایر خدمات سود برساند. بنابراین، بخش گردشگری محدود به یک فعالیت خاص نبوده و از مجموعه‌ای از فعالیت‌ها تشکیل می‌شود. به همین دلیل در ادبیات اقتصادی برای سنجش اثرات توسعه گردشگری همواره از رویکردهایی نظیر الگوهای چندبخشی استفاده می‌شود که بتواند اثرات فعالیت‌های مرتبط با گردشگری را به خوبی و با جزئیات بیشتری لحاظ کند. در این خصوص الگوهای چندبخشی داده- ستانده، ماتریس حسابداری اجتماعی و تعادل عمومی قابل محاسبه قادرند اثرات اقتصادی گسترش گردشگری بر رشد اقتصادی و اثرات اجتماعی آن بویژه فقر را محاسبه کنند. استفاده از رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی در مطالعه اثرات اقتصادی گردشگری خیلی گسترده نیست. در ادامه به برخی از مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با موضوع و روش مطالعه حاضر می‌پردازیم.

واگنر[1] (۱۹۹۷) یکی از اولین مطالعات را با استفاده از رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی برای تحلیل اثرات اقتصادی گردشگری در شهر گاراواکابا برزیل به انجام رسانده است. بعد از آن مطالعات به نسبت گسترده‌ای با استفاده از این رویکرد در کشورهای مختلف جهان انجام شده است؛ از آن جمله مطالعات لی و لیان[2] (۲۰۱۰) در استان جیانگ‌سو در

1. Wagner, J. E.
2. Li, J., & Lian, C.

چین، آکِمیک[1] (۲۰۱۲) در ترکیه، بهات و مانوئل[2] (۲۰۱۳) در هندوستان، پروین و همکاران (۱۳۹۲) در ایران، اینسرا و فرناندز[3] (۲۰۱۵) در گالیسیا، تیکو[4] (۲۰۱۶) در اندونزی، آلام و پاراماتی[5] (۲۰۱۶) و کروس و ریورا[6] (۲۰۱۷) در اکوادور، سوریاواردانی و همکاران[7] (۲۰۱۸) در بالی، بزازان و همکاران (۱۳۹۹) در ایران، بزازان (۲۰۲۰) در ایران و آدنیانا و همکاران[8] (۲۰۲۰) در منطقه بالی اندونزی را می‌توان برشمرد. این مطالعات نتایج متفاوتی را رقم زده‌اند؛ به گونه‌ای که در برخی رشد گردشگری حامی فقرا بوده و برخی هم توزیع درآمد را بهبود بخشیده است.

با توجه به مرور ادبیات پیشین، مطالعات به نسبت زیادی با موضوع گسترش گردشگری و اثر آن بر فقر با رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی در سطح بین المللی دیده می‌شود، اما در سطح ملی کمتر مشاهده شده است. تنها مقاله پروین و همکاران (۱۳۹۲) مرتبط است که در آن اثر رشد متوازن بخش‌های اقتصادی بر شاخص‌های فقر بررسی شده و رشد برخی بخش‌ها حامی فقر و برخی دیگر تشدیدکننده فقر به دست آمده است.

پژوهش حاضر به گسترش گردشگری تمرکز دارد که دارای دو مشخصه است: الف- گسترش گردشگری رشد همه بخش‌های اقتصادی را به دنبال ندارد و به طورانحصاری به رشد تعداد بخش‌های محدودی که با گردشگری مرتبط هستند، نظیر هتل و رستوران، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، حمل‌ونقل و ارتباطات و برخی بخش‌های خدماتی توجه دارد و ب- گسترش آن‌ها متضمن رشد یکسان بخش‌های مرتبط با گردشگری نیست.

۳. روش‌شناسی پژوهش

ریشه تاریخی ماتریس حسابداری اجتماعی بسیار طولانی است و اولین ماتریس حسابداری اجتماعی توسط ریچارد استون[9] در دهه ۱۹۶۰ برای انگلستان و برخی از کشورهای توسعه

1. Akkemik, K. A.
2. Bhatt, M. S. & Munjal, P.,
3. Incera, A. C. & Fernandez, M.
4. Tiku, O.
5. Alam, M. S., & Paramati, S. R.
6. Croes, R. & Rivera, M. A.
7. Suryawardani, G. A., et al.
8. Adnyana, I., et al.
9. Stone, R.

یافته تهیه شد. سپس الگوهای ماتریس حسابداری اجتماعی که براساس آن ساخته شد بسط بیشتری یافت و به سیاست‌گذاران کمک بیشتری در جهت مسائل مربوط به انواع سیاست‌های اقتصادی به ویژه در رابطه با فقر و توزیع درآمد در کشورهای در حال توسعه داشت. این تلاش‌ها توسط پیات[1]، توربک[2] و دیگران از دهه ۱۹۷۰ به بعد شروع شد (Pyatt & Thorbecke, 1976). تلاش‌های اولیه زیادی برای کشورهای سریلانکا (Pyatt & Round, 1979)، بوتسوانا (Hayden & Round, 1982)، کره‌جنوبی (Defourny, 1984)، اندونزی (Thorbecke et al, 1992)، غنا (Powell & Round, 2000)، ویتنام (Tarp, Roland-Holst and Rand, 2002)، ایران (بانویی ۱۳۸۴) و سپس بسیاری در دیگر کشورهای مختلف جهان صورت گرفت که هدف آن‌ها بررسی ماهیت اثر چندگانه تزریق درآمد در یک بخش از یک سیستم اقتصادی در عملکرد و توزیع نهادی به طور کلی و بر درآمد گروه‌های اجتماعی- اقتصادی خانوارها به طور خاص در چهارچوب ضریب فزاینده بوده است.

به طور کلی، ماتریس حسابداری اجتماعی، یک نوع سیستم حسابداری است که در آن جریان‌های درآمد و هزینه، میان نهادها و بخش‌های مختلف اقتصاد در قالب سطرها و ستون‌های یک ماتریس نشان داده می‌شود. در ماتریس حسابداری اجتماعی پنج حساب اصلی وجود دارد که جهت کاربردی کردن آن سه حساب؛ یعنی حساب تولید، حساب عوامل تولید و حساب نهادها (بجز دولت، مالیات و یارانه‌ها) به عنوان حساب‌های درون‌زا و دو حساب دیگر؛ یعنی حساب انباشت (پس‌انداز) و حساب دنیای خارج (صادرات و واردات کالاها و خدمات) به‌علاوه حساب دولت، مالیات و یارانه‌ها، حساب‌های برون‌زای ماتریس حسابداری اجتماعی را تشکیل می‌دهند که در جدول (۱) نشان داده شده است.

1. Pyatt, G.
2. Thorbecke, E., et al.

جدول ۱. ماتریس حسابداری اجتماعی بر اساس حساب‌های درون زا و برون زا

ورودی / خروجی		حساب‌های درون‌زا: حساب تولید	حساب‌های درون‌زا: حساب عوامل تولید	حساب‌های برون‌زا: حساب نهادها	حساب‌های برون‌زا: سایر حساب‌ها (انباشت و دنیای خارج)	جمع ورودی‌ها
حساب‌های درون‌زا	حساب تولید	N_{11}	۰	N_{13}	X_1	Y_1
	حساب عوامل تولید	N_{21}	۰	۰	X_2	Y_2
	حساب نهادها	۰	N_{32}	N_{33}	X_3	Y_3
حساب‌های برون‌زا	سایر حساب‌ها (واردات، یارانه، مالیات و...)	L'_1	L'_2	L'_3	R	Y^x
جمع خروجی‌ها		Y'_1	Y'_2	Y'_3	$Y^{x'}$	

در ماتریس حسابداری اجتماعی (جدول (۱)) بردار سطری L دارای سه زیر ماتریس L'_1، L'_2 و L'_3 است که ماتریس اول مصرف سرمایه، مالیات بر تولید، واردات کالاها و خدمات، ماتریس دوم پرداختی عوامل تولید به دنیای خارج و ماتریس سوم پس‌انداز داخلی نهادها و پرداختی نهادها به دنیای خارج است. بردار ستونی X دارای سه زیر ماتریس X_1، X_2 و X_3 است. ماتریس X_1 تشکیل سرمایه و تغییر در موجودی انبار حساب تولید، صادرات کالاها و خدمات، ماتریس X_2، دریافت عوامل تولید از دنیای خارج و ماتریس X_3دریافت نهادها از دنیای خارج و یا هر منبع دیگری غیر از حساب عوامل مثل دریافت یارانه نقدی دولتی است. تراز ترکیبی تولید- درآمدی (عوامل تولید و نهادهای داخلی جامعه) براساس حساب‌های درون‌زا و برون‌زا به صورت رابطه (۱) نوشته می‌شوند.

$$Y_n = N_e + X \qquad (۱)$$

رابطه (۱) نشان می‌دهد که کل درآمد حساب‌های درون‌زا از دوقسمت ۱- درآمد حساب‌های درون‌زا با حساب‌های درون‌زا N_e و ۲- درآمد حساب‌های برون‌زا X تشکیل شده است. برای اهداف تحلیلی قسمت درون‌زای ماتریس مبادلات N_e تبدیل به ماتریس میل متوسط به مصرف یا ضرایب مستقیم می‌شود. به همین منظور هر عنصری به کل درآمد

ستون متناظرش تقسیم و ماتریس ضرایب به دست می‌آید و دارای زیرماتریس‌هایی است که متناسب با حساب‌های سه‌گانه در ماتریس حسابداری اجتماعی است (رابطه (۲)).

$$Y_n = A_n Y_n + X \qquad (۲)$$

$$Y_n = (I - A)^{-1} X$$

$$Y_n = M_a X$$

طبق رابطه (۲)، ماتریس M_a در این ساختار ماتریس ضریب فزاینده حسابداری است[1] (Thorbecke, 2000). در تحلیل‌های اقتصادی اجتماعی از اصلاح رویکرد ضرایب فزاینده حسابداری با عنوان رویکرد ضرایب فزاینده با ثبات قیمت بهره گرفته می‌شود. تفاوت در این است که در رویکرد ضریب فزاینده حسابداری که ابتدا توسط استون و سپس توسط پیات و روند[2]، بسط و گسترش یافت، همه ضرایب در ماتریس A_n از جنس ضرایب متوسط است. علاوه بر این، فرض می‌شود که میل متوسط و میل نهایی به هزینه گروه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها با هم برابر (به عبارت دیگر کشش درآمدی برای همه کالاها و همه گروه‌های درآمدی برابر با واحد) است. حال آنکه در رویکرد ضریب فزاینده با ثبات قیمت که توسط توربک معرفی شده، میل متوسط و میل نهایی به مصرف گروه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها برای کالاهای مختلف یکسان نیست و تا حدودی مشکل رویکرد دیگر را برطرف می‌کند (Thorbecke, 2000 و بزازان و برزگر، ۱۳۹۶). علاوه بر این، رویکرد ضریب فزاینده حسابداری را نمی‌توان به مسائل فقر و فقرزدایی و سیاست‌های معطوف به آن در سطح بخش‌ها تعمیم داد. در حالی که انعطاف‌پذیری رویکرد ضریب فزاینده با ثبات قیمت، امکان بررسی فقرزدایی در سطح بخش‌های مختلف را فراهم می‌کند (پروین و همکاران، ۱۳۹۲). برای اهداف تحلیلی فقر قسمت درون‌زای ماتریس مبادلات N_e تبدیل به ماتریس میل نهایی به مصرف می‌شود. برای این کار از طرفین رابطه (۱) دیفرانسیل کامل گرفته پس از حل کردن آن بر حسب متغیر درون‌زا به صورت رابطه (۳) و (۴) درمی‌آید.

$$dY_n = dN_e + dX \qquad (۳)$$

1. Accounting multiplier matrix
2. Pyatt, G., & Round, J., I.

$$dY_n = C_n dY_n + dX \qquad (۴)$$

اگر هر عنصر از ماتریس C_n مشتق جزیی ماتریس N_e نسبت به Y باشد با این مفهوم ماتریس C_n ماتریس میل نهایی به مصرف تلقی می‌شود. آنگاه می‌توان رابطه (۵) را نوشت.

$$dY_n = M_c dX \implies dY_n = (I - C_n)^{-1} dX \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، M_c ماتریس ضریب فزاینده باثبات قیمت شناخته می‌شود (Thorbecke, 2000) و برتری آن به ماتریس ضریب فزاینده حسابداری این است که درآن اثر اعمال هر شوک سیاستی از ناحیه متغیرهای برون‌زا روی متغیرهای درون‌زای مدل با توجه به میزان کشش درآمدی خانوارها مورد سنجش قرار می‌گیرد. دو ضریب فزاینده M_a و M_c بی‌ارتباط نیستند و عناصر ماتریس M_c از M_a با توجه به کشش‌های درآمدی گروه‌های مختلف خانوار حاصل می‌شود. براساس رابطه (۶)، کشش درآمدی گروه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارهای hام برای کالاهای iام برابر است با نسبت میل نهایی هزینه کالای iام (MEP_{hi}) به میل نهایی متوسط هزینه همان کالا (AEP_{hi}):

$$ey_{hi} = {MEP_{hi}}/{AEP_{hi}} \qquad (۶)$$

در رابطه (۶)، ey_{hi} کشش درآمدی خانوار hام برای کالای iام است و با معلوم بودن ey_{hi} و همچنین AEP_{hi} که از ماتریس ضرایب متوسط در رویکرد ضریب فزاینده حسابداری محاسبه می‌شود، می‌توان میل نهایی به مصرف کالای iام خانوار hام یا MEP_{hi} را از رابطه (۷) به دست آورد.

$$MEP_{hi} = ey_{hi} \times AEP_{hi} \qquad (۷)$$

با استفاده از رابطه (۷) همه عناصر ماتریس M_c قابل محاسبه و به منظور اثر اعمال یک سیاست مشخص مثل هزینه ورود گردشگران خارجی (به مثابه صادرات) dX در قالب مدل (۵) آماده است. جهت مطالعه اثرات سیاست مطرح شده بر شاخص فقر، لازم است شاخص مورد استفاده متناسب با گروه‌بندی خانوارها در ماتریس حسابداری اجتماعی نیز قدرت

تفکیک‌پذیری را داشته باشد که در این زمینه شاخص‌های فقر متفاوتی اغلب در نظر گرفته می‌شود که شاخص FGT بهتر می‌تواند هدف را تامین کند. شاخص FGT ابتدا توسط فوستر و همکاران[1] (۱۹۸۴) پیشنهاد شده و ایشان در مطالعات سال ۲۰۱۰ خود نشان دادند که چگونه شاخص FGT ارائه شده توسط آن‌ها در مطالعات زیادی به طراحی، اجرا و ارزیابی برنامه‌های توسعه در کشورها کمک شایانی کرده است. شاخص گروه FGT به صورت رابطه (۸) تعریف شده است.

$$P_\alpha(y,z) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}\left(\frac{z-y_i}{z}\right)^\alpha \qquad (۸)$$

در رابطه (۸)، P_α شاخص فقر، z خط فقر، n تعداد افراد جامعه و q= q (y, z) تعداد فقرا است و تابعی از خط فقر و درآمد گروه‌های مربوطه y_i و α پارامتر نابرابری است. شاخص فقر این رابطه برای تغییر تولیدات بخشی ناشی از توسعه هر بخش (مانند گردشگری که نوعی گسترش صادرات در بخش‌های مرتبط با گردشگری بوده و افزایش درآمد عوامل تولید و درآمد خانوارها را به دنبال دارد) نیز قابل استفاده است. تغییر در شاخص فقر ناشی از تغییر درآمد به دو قسمت تغییر فقر ناشی از تغییر میانگین درآمدها و تغییرات ناشی از توزیع درآمد بین خانوارها برای هر یک از بخش قابل تجزیه است (Kakwani 1993) یعنی (رابطه (۹)):

$$dP_{\alpha ij} = \frac{\partial P_{\alpha ij}}{\partial \overline{y_i}} d\bar{y} + \sum_{k=1}^{L}\frac{\partial p_{\alpha ij}}{\partial \theta_{ijk}} d\theta_{ijk} \qquad (۹)$$

در رابطه (۹)، $P_{\alpha ij}$ شاخص فقر FGT مربوط به بخش jام برای گروه خانوار iام، $\overline{y_i}$ میانگین درآمد سرانه در گروه‌های خانوارهای iام و θ_{ijk} منعکس‌کننده پارامترهای توزیعی مثل منحنی لورنز با K پارامتر است. در صورت هرگونه تغییر در تولید فعالیت jام به شرط ثابت ماندن توزیع درآمد در گروه‌های نهادی، کشش فقر را می‌توان با تعدیلاتی از رابطه (۹) به صورت رابطه (۱۰) نوشت.

$$\frac{dP_{\alpha ij}}{P_{\alpha ii}} = \eta_{\alpha i}\left(\frac{d\overline{y_i}}{\overline{y_i}}\right) \qquad (۱۰)$$

1. Foster, J., et al.

در رابطه (۱۰)، $\eta_{\alpha i}$ کشش $P_{\alpha ij}$ است؛ با توجه به میانگین درآمد سرانه هر گروه خانوار iام که از افزایش تولید بخش jام ناشی می‌شود[۱]. به منظور ارتباط دادن تغییرات در شاخص فقر به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی با تغییرات در تولید (یا درآمد فعالیت‌های مختلف اقتصادی) که از اجرای سیاستی نظیر توسعه گردشگری در قالب رابطه (۵) و برای یک بخش معین ناشی می‌شود رابطه (۱۱) حاصل خواهد شد.

$$d\overline{y_i} = Mc_{ij}dx_j \qquad (۱۱)$$

در رابطه (۱۱)، dx_j تغییر در تقاضای گردشگران خارجی بخش jام است که به صورت سرانه برای گروه خانوار iام تعریف و Mc_{ij} ضرایب فزاینده ماتریس حسابداری اجتماعی با ثبات قیمت است. با جایگذاری رابطه (۱۱) در رابطه (۱۰) به رابطه (۱۲) می‌رسیم.

$$\frac{dP_{\alpha ij}}{P_{\alpha ii}} = \eta_{\alpha i}Mc_{ij}\left(\frac{dx_j}{\overline{y_i}}\right) \qquad (۱۲)$$

به منظور به دست آوردن اثرات کاهش فقر کل در گروه فعالیت iام، اثرات برای گروه‌های مختلف خانوارهای iام با همدیگر جمع بسته می‌شود؛ یعنی $P_{\alpha j} = \sum_{i=1}^{m} P_{\alpha ij}\left(\frac{n_i}{n}\right)$ که در آن $n = \sum_{i=1}^{m} n_i$ و $P_{\alpha j}$ شاخص فقر برای گروه فعالیت jام است. در نتیجه از رابطه (۱۲)، رابطه (۱۳) را خواهیم داشت.

$$\frac{dP_{\propto j}}{P_{\alpha i}} = \sum_{i=1}^{m}\left(\frac{dP_{\alpha ij}}{P_{\alpha ii}}\right)\left(\frac{n_i}{n}\right) = \sum_{i=1}^{m}\left(\frac{dP_{\alpha ij}}{P_{\alpha ii}}\right)\left(\frac{P_{\alpha ij}\,n_i}{P_{\alpha ii}\,n}\right) \qquad (۱۳)$$

با توجه به شاخص فقر FGT در رابطه (۸)، رابطه (۱۴) را خواهیم داشت.

$$\frac{dP_{\propto ij}}{P_{\propto ij}} = \sum_{i=1}^{m}\left(\frac{dP_{\propto ij}}{P_{\propto ij}}\right)\left(\frac{\sum_{k=1}^{q_i}((z-y_k)/z)^{\propto}}{\sum_{l=1}^{q}((z-y_l)/z)^{\propto}}\right) \qquad (۱۴)$$

در رابطه (۱۴)، q_i تعداد فقرا در گروه خانوار iام و q کل فقرا است. اگر سهم فقرا در گروه خانوارهای iام از کل فقرا را $S_{\propto i}$ بنامیم، برابر خواهد بود با رابطه (۱۵):

---

۱. در پژوهش حاضر کشش شاخص‌های فقر نسبت به میانگین درآمد خانوارها بر مبنای تابع درجه دوم منحنی لورنز در بخش تجربی محاسبه شده که روش محاسبه آن در Datt G. (1998) آمده است.

$$S_{\propto i} = \sum_{k=1}^{q_i} \left(\frac{z-y_k}{z}\right)^{\propto} \Big/ \sum_{l=1}^{q} \left(\frac{z-y_l}{z}\right)^{\propto} \qquad (۱۵)$$

با جایگذاری رابطه (۱۵) در رابطه (۱۴) به رابطه (۱۶) خواهیم رسید.

$$\frac{dP_{\propto j}}{P_{\propto i}} = \sum_{i=1}^{m} \left(\frac{dP_{\propto ij}}{P_{\propto ij}}\right) S_{\propto i} \qquad (۱۶)$$

در نهایت با جایگذاری رابطه (۱۲) در رابطه (۱۶)، درصد تغییرات در شاخص فقر به تفکیک فعالیت‌های مختلف اقتصادی ناشی از ورود گردشگران خارجی، رابطه (۱۷) حاصل می‌شود.

$$\frac{dP_{\alpha j}}{P_{\alpha i}} = \sum_{i=1}^{m} S_{\alpha i}\eta_{\alpha i}Mc_{ij}\left(\frac{dx_j}{\overline{y_i}}\right) \qquad (۱۷)$$

در رابطه (۱۷)، $\eta_{\alpha i}\left(\frac{dx_j}{\overline{y_i}}\right)$ حساسیت شاخص P_α همراه با تغییرات در متوسط را نشان می‌دهد. $S_{\alpha i}Mc_{ij}$، قسمتی از کل اثرات توزیعی دریافت شده برای فقرا در گروه خانوار iام است و dx_j میزان مصرف گردشگران از بخش jام است. به این ترتیب، رابطه (۱۷) کاهش کل در شاخص فقر (فقرزدایی) ناشی از مصرف گردشگران خارجی بخش jام است که با تغییر در میانگین درآمد کل خانوارها از یک طرف و از طرف دیگر با حساسیت معیار فقر انتخاب شده نسبت به رشد میانگین درآمد گروه‌های خانوار، سازگار است.

در این پژوهش سه شاخص فقر مورد سنجش قرار گرفته که آن‌ها را شاخص‌های وقوع فقر می‌دانند و نقدهایی هم به آن‌ها وارد شده است. از جمله نقدی که به شاخص سرشمار وارد شده این است که این شاخص به انتقال درآمد در بین فقرا و همچنین بین فقرا و غیرفقرا حساس نیست. همچنین نسبت به کاهش درآمد فقرا حساسیتی ندارد (ارشدی و کریمی، ۱۳۹۲ و خسروی‌نژاد، ۱۳۹۱). علاوه بر این، شاخص شکاف فقر هم که بر فاصله کلی فقرا نسبت به خط فقر است وقتی این دو شاخص با هم به‌کار گرفته شود، تصویر بهتری از فقر را نشان می‌دهد. شاخص فقر فوستر، گریر و توربک تمامی سنجه‌های سرشمار فقر، شکاف فقر و مجذور شکاف فقر را در نظر می‌گیرد (راغفر و همکاران، ۱۳۹۵) و مجموعه‌ای از این سه شاخص تصویر به نسبت کاملی از اعمال سیاست‌های رشد بخشی می‌تواند ارائه کند.

٤. پایه‌های آماری و برآورد مدل

براساس گزارش سازمان جهانی گردشگری (۲۰۱۷)، ایران از نظر جاذبه‌های تاریخی رتبه دهم، از نظر جاذبه‌های طبیعی جهان در رتبه پنجم و از نظر جاذبه‌های گردشگری به عنوان یکی از ۵۰ کشور برتر معرفی شده است. در همین حال، گردشگری خارجی ایران از اواسط دهه ۱۹۹۰ رشد کرده و با جذب ۴٫۷ میلیون گردشگر خارجی، در سال ۲۰۱۳ برای اولین بار پس از انقلاب اسلامی در رتبه ۴۸ جهان قرار گرفت. همانطورکه گزارش سازمان گردشگری جهانی در سال ۲۰۲۰ نشان می‌دهد، تعداد گردشگران خارجی با نرخ رشد سالانه ۱/۳۴ درصد افزایش یافته و از ۵۶۸ هزارنفر به ۷٫۲۹۵ میلیون نفر رسیده است. درآمد حاصل از ورود این گردشگران رشد سالانه ۲/۴ درصد را تجربه کرده و از ۲۰۵ میلیون دلار در سال ۱۹۹۵ به ۹٫۱۰۷ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۸ رسیده، اما در سال‌های اخیر به دلیل شیوع بیماری کرونا کاهش قابل ملاحظه‌ای داشته است. اغلب گردشگران خارجی از کشورهای خاورمیانه از عراق، آذربایجان، افغانستان و ترکیه هستند. تراز درآمد گردشگری (درآمد حاصل از ورود گردشگران بین‌المللی و گردشگران ایرانی به خارج از کشور) در ایران اغلب منفی است. علاوه بر این، مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۹۴) سهم درآمد گردشگری ایران (ورودی و خروجی) را ۶/۱ درصد تولید ناخالص داخلی و سهم اشتغال (مستقیم و غیرمستقیم) را ۱٫۱۸۴٫۰۰۰ نفر- شغل که تقریبا معادل ۵/۱ درصد از کل شاغلین است، محاسبه کرده است. بنابراین، پیامدهای کلان اقتصادی ناشی از ورود گردشگران خارجی به ایران به‌ویژه اثراتی را که روی رشد اقتصادی دارد و از کانال رشد روی شاخص‌های فقر دارد، نمی‌توان نادیده گرفت. به همین منظور در مطالعه حاضر از پایه‌های آماری زیر استفاده شده است:

الف- ماتریس حسابداری اجتماعی داخلی سال ۱۳۹۰ که توسط مرکز پژوهش‌های مجلس تهیه شده (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۹۵) و جهت محاسبه اثرات تولیدی و درآمدی بر فقر که امری داخلی است، مهم‌ترین منبع آماری در این پژوهش است. ماتریس حسابداری اجتماعی داخلی ۱۳۹۰ به دلیل محدودیت اطلاعات مربوط به کشش‌های درآمدی خانوارها و کشش شاخص‌های فقر بخشی به ۱۶ بخش تقلیل داده شده و تمام محاسبات در سطح ۱۶ بخش صورت گرفته است.

ب- کشش درآمدی کالاهای بخشی خانوارها از مطالعه بزازان و برزگر (۱۳۹۶) اخذ شده است.

ج- کشش شاخص‌های فقر و نسبت فقرای بخشی از پروین و همکاران (۱۳۹۲) اخذ شده است.

د- آخرین آمار مخارج گردشگران خارجی معادل ۹,۱۰۷ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۸ است که از سازمان جهانی گردشگری (۲۰۱۸) اخذ شده است. جهت استفاده از آن در الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی نیازمند تفکیک بخشی است. در غیاب اطلاعات ماهواره‌ای گردشگری و مشخص شدن بردار dx_j از سهم بخشی درآمد گردشگری خارجی بزازان و همکاران (۱۳۹۹) استفاده و براساس نرخ دلار رسمی از سایت بانک مرکزی به ریال تبدیل و ارقام آن در جدول (۳) نشان داده شده است.

هـ- سهم جمعیت خانوار شهری (۷۱/۵ درصد) و روستایی (۲۸/۵ درصد) از سرشماری نفوس و مسکن سال ۱۳۹۰، مرکز آمار ایران (۱۳۹۰) اخذ شده است.

در بخش محاسبات و ارائه نتایج، ابتدا ضریب فزاینده با ثبات قیمت و سپس به اثرات تولیدی و درآمدی ناشی از ورود گردشگران خارجی می‌پردازیم. در قسمت آخر هم میزان تاثیرپذیری شاخص‌های سه‌گانه فقر از ورود گردشگران خارجی ارائه می‌شود. ضریب فزاینده با ثبات قیمت براساس روابط (۵) و (۷) محاسبه و نتایج در جدول (۲) سازماندهی شده است.

در جدول (۲)، ارقام ضریب فزاینده با ثبات قیمت نشان می‌دهد که اثر افزایش یک واحد سایر حساب‌ها (مثل مخارج دولت یا سرمایه‌گذاری بخشی) در همه بخش‌ها بر درآمد خانوارهای شهری بیشتر از خانوار روستایی است. علت بالاتر بودن درآمد خانوارهای شهری ناشی از دو عامل است: الف- جمعیت شهری بیشتر است به طوری که در سال ۱۳۹۰، ۷۱/۵ درصد جمعیت در شهرها زندگی می‌کردند و ب- میانگین درآمدی خانوارهای شهری بالاتر اسن.

جدول ۲. اثرافزایش یک واحد سایر حساب‌ها بر تولید بخشی، رویکرد ضریب فزاینده با ثبات قیمت

فعالیت اقتصادی	خانوار شهری	خانوار روستایی	شرکت ها	اثر کل بجز دولت	سهم درآمد شهری
کشاورزی، دامداری، شیلات و	۰/۷۷	۰/۲۰	۰/۲۷	۱/۲۴	۷۹/۳
استخراج معادن	۰/۲۹	۰/۰۷	۰/۷۳	۱/۱۰	۸۱/۷
صنعت مواد غذایی	۰/۵۱	۰/۱۳	۰/۲۵	۰/۹۰	۷۹/۶
صنعت منسوجات، کفش و پوشاک*	۰/۲۸	۰/۰۷	۰/۱۴	۰/۵۰	۷۹/۹
سایر صنایع	۰/۳۰	۰/۰۷	۰/۳۳	۰.۷۰	۸۰/۵
برق، آب و گاز	۰/۵۰	۰/۱۲	۰/۶۰	۱/۲۲	۸۱/۱
ساختمان	۰/۵۱	۰/۱۲	۰/۴۳	۱/۰۷	۸۰/۵
عمده‌فروشی و خرده‌فروشی*	۰/۷۶	۰/۱۹	۰/۳۹	۱/۳۴	۷۹/۶
هتل و رستوران*	۰/۴۵	۰/۱۱	۰/۳۲	۰/۸۸	۸۰/۰
حمل‌ونقل و ارتباطات*	۰/۶۱	۰/۱۵	۰/۳۷	۱/۱۴	۷۹/۹
فعالیت‌های مالی و بیمه	۰/۶۳	۰/۱۵	۰/۴۴	۱/۲۳	۸۰/۸
مستغلات و کسب و کار	۰/۴۵	۰/۱۱	۰/۵۸	۱/۱۵	۸۰/۴
امور عمومی، دفاع و تامین اجتماعی ...	۰/۶۷	۰/۱۶	۰/۴۲	۱/۲۵	۸۰/۹
آموزش	۰/۸۳	۰/۲۰	۰/۳۲	۱/۳۶	۸۰/۸
بهداشت و مددکاری اجتماعی	۰/۶۹	۰/۱۷	۰/۴۳	۱/۲۹	۸۰/۷
سایر خدمات*	۰/۶۰	۰/۱۵	۰/۴۵	۱/۲۰	۸۰/۴

ماخذ: یافته‌های پژوهش بر اساس روابط (۵) و (۷)

همچنین سهم درآمد شرکت‌ها حاکی از نقش بالای آن‌ها در ایجاد درآمد است. سهم درآمد شرکت‌ها به‌ویژه در بخش معدن (۰/۷۳) از همه بخش‌ها بیشتر است. علاوه بر این، درآمد شرکت‌ها در همه بخش‌ها به طور قابل ملاحظه‌ای از درآمد خانوار روستایی هم بیشتر است. در ستون اثر کل، بالاترین رتبه به آموزش و با اندکی فاصله به بخش عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، سپس به بخش کشاورزی اختصاص دارد. ستون آخر سهم درآمد شهری از کل درآمد را نشان می‌دهد که به طور تقریبی برای تمام بخش‌ها ۸۰ درصد محاسبه شده، در حالی که سهم جمعیت شهری ۷۱/۵ درصد از کل جمعیت است. همین ارقام نشان می‌دهد که روستاییان از رشد بخشی نسبت به شهرنشینان کمتر متنفع می‌شوند و رشد بخش‌ها به

صورت متوازن نابرابری را بیشتر می‌کند. در بین بخش‌های غیرمرتبط با گردشگری، بخش آموزش (۰/۸۳)، کشاورزی (۰/۷۷) و خرده‌فروشی و عمده‌فروشی (۷۹/۶) سه بخش با بالاترین توان درآمدزایی برای خانوارهای شهری هستند. رتبه‌بندی درآمدزایی فوق بخش‌ها برای خانوارهای روستایی نیز صادق است.

در جدول (۲) فعالیت‌های اقتصادی مرتبط با گردشگری (صنعت منسوجات و پوشاک، هتل و رستوران، حمل‌ونقل و ارتباطات و سایر خدمات و عمده‌فروشی و خرده‌فروشی) با ستاره مشخص شده است. ستون درآمد شهری نشان می‌دهد که اگر یک واحد درآمد ناشی از ورود گردشگر خارجی (به عنوان صادرات آن بخش) صورت گیرد، درآمد خانوار شهری و روستایی به طور مستقیم و غیرمستقیم در هر بخش به چه میزان افزایش می‌یابد. در بین بخش‌های مرتبط با گردشگری بخش عمده‌فروشی و خرده‌فروشی بیشترین توان درآمدزایی را برای خانوارها اعم از شهری (۰/۷۶) و روستایی (۰/۱۹) دارد و سایر خدمات و حمل‌ونقل به نسبت سهم بالایی در درآمدزایی دارند.

از آنجایی که گردشگران خارجی از همه کالاها و خدماتی که در اقتصاد تولید می‌شود، استفاده نمی‌کنند و فقط از بخش‌هایی مرتبط با گردشگری کالا و خدمات خریداری می‌کنند، بنابراین، اثر مستقیم همان تقاضای کالاهای مرتبط با گردشگری؛ یعنی ارقام موجود در ستون dx_j در جدول (۳) است. با در دست داشتن بردار dx_j، اثرات تولیدی مستقیم، غیرمستقیم و القایی بخش‌های مختلف اقتصادی براساس روابط (۵) تا (۷) محاسبه و در بردار ستونی dY_n نشان داده شده است. در ستون dY_n هتل و رستوران با ۲۵/۷ درصد از کل اثرات تولیدی بالاترین و حمل‌ونقل و عمده‌فروشی و خرده‌فروشی به ترتیب با ۱۶/۸۲ و ۱۲/۱۵ درصد دو بخش موثر بعدی هستند. در بیان اثرات غیرمستقیم و القایی روی سایر بخش‌ها، سایر صنایع (تمامی زیربخش‌های صنعت بجز مواد غذایی، منسوجات و پوشاک)، صنایع مواد غذایی و کشاورزی بیشترین اثر تولیدی را دارند که علت را در تاثیرپذیری بالای آن‌ها از بخش‌های مرتبط با گردشگری می‌توان دانست. در جدول (۳) علاوه بر اثرات تولیدی، اثرات درآمدی خانوارها نشان داده شده که از رابطه (۵) به دست آمده است.

جدول ۳. اثرات تولیدی بخشی، درآمد خانوارها و عوامل تولید مخارج گردشگران خارجی

بخش j ام	dx_j (میلیون ریال)	dY_n (میلیون ریال)	سهم (درصد)
کشاورزی، دامداری، شیلات و جنگلداری	۰	۲۹۲۴۶۳۵۹	۶/۹۰
استخراج معادن	۰	۱۸۰۸۷۰۹	۰/۴۵
صنعت مواد غذایی	۰	۲۸۱۵۸۹۳۶	۷/۱۳
صنعت منسوجات، کفش و پوشاک*	۶۳۸۹۱۸۰	۷۷۶۵۹۰۲	۳/۷۲
سایر صنایع	۰	۴۸۸۰۴۳۸۸	۱۲/۰۳
آب، برق، و گاز	۰	۱۴۴۱۲۵۰۶	۴/۴۸
ساختمان	۰	۲۱۷۸۳۸۳	۰/۴۹
عمده‌فروشی و خرده‌فروشی*	۱۵۹۷۲۹۴۹	۳۳۱۰۴۹۴۲	۱۲/۱۵
هتل و رستوران*	۴۸۹۱۷۱۵۸	۵۲۷۱۶۵۹۰	۲۵/۰۷
حمل‌ونقل و ارتباطات*	۲۲۹۶۱۱۱۵	۴۷۲۲۴۴۱۲	۱۶/۸۲
فعالیت‌های مالی و بیمه	۰	۳۹۲۴۲۱۹	۱/۰۲
مستغلات و کسب و کار	۰	۲۰۴۹۷۳۶۱	۳/۹۰
امور عمومی، دفاع و تامین اجتماعی...	۰	۱۵۹۴۲۵	۰/۰۵
آموزش	۰	۳۱۱۶۹۲۰	۰/۵۳
بهداشت و مددکاری اجتماعی	۰	۱۱۲۸۷۱۸۲	۱/۸۵
سایر خدمات*	۵۵۹۰۵۳۲	۷۹۵۴۱۸۱	۳/۴۴
کل اثر تولیدی	۹۹۸۳۰۹۳۴	۳۱۲۳۶۰۴۱۵	۱۰۰/۰۰
خانوار شهری	۰	۱۶۴۲۴۸۸۰	۵۳/۱
خانوار روستایی	۰	۳۹۸۴۸۷۱۹	۱۳/۴
شرکت‌ها	۰	۵۴۴۵۷۶۱۶	۳۳/۵
کل اثر درآمدی نهادها		۲۵۸۵۵۵۲۱۵	۱۰۰/۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش براساس مخارج گردشگران خارجی، رابطه (۵)

مسیر تاثیرگذاری از این قرار است که شوک تقاضا از ناحیه سایر حساب‌ها به میزان کل مخارج گردشگران خارجی (اثر مستقیم ۹,۱۰۷ میلیون دلار معادل ۹۹,۸۳۰,۹۳۴ میلیون ریال) موجب افزایش تولید بخشی به میزان ۳۱۲,۳۶۰,۴۱۵ میلیون ریال و افزایش ۲۵۸,۵۵۵,۲۱۵ میلیون ریال درآمد نهادها می‌شود. درآمد خانوار شهری و روستایی به ترتیب ۵۳/۱ درصد (معادل ۸۰ درصد کل درآمد ایجاد شده خانوارها) و خانوارهای روستایی ۱۳/۴

درصد (معادل ۲۰ درصد کل درآمد ایجاد شده خانوارها) است. علت اصلی تاثیرپذیری بیشتر خانوارهای شهری نسبت به روستایی در تحلیل ضریب فزایند تولید به قیمت ثابت گفته شد. این اثرات نابرابر بر خانوارهای شهری و روستایی بیانگر افزایش نابرابری و شکاف درآمدی در اثر رشد فعالیت گردشگری است. علاوه بر این، شرکت‌ها سهم بالایی معادل ۳۳/۵ درصد از کل درآمد ایجاد شده دارند.

با رشد اقتصادی ناشی از ورود گردشگران خارجی، درآمد صاحبان عوامل تولید؛ یعنی خانوارهای شهری و روستایی افزایش می‌یابد که می‌تواند فقر را کاهش دهد. از آنجایی که بخش‌های مختلف اقتصادی تاثیرپذیری یکسانی از ورود گردشگر خارجی ندارند، میزان کاهش فقر برای خانوارهای شاغل بخشی هم یکسان نخواهد بود. برای مشخص شدن میزان کاهش فقر بخشی خانوارهای شهری و روستایی به وسیله رابطه (۱۷) شاخص‌های سه‌گانه فقر محاسبه و نتایج در جدول (۴) (ستون‌های (۱) تا (۶)) سازماندهی شده است.

بالاترین کاهش فقر خانوارهای شهری و روستایی ناشی از ورود گردشگران خارجی، مربوط به بخش‌های کشاورزی (با توجه به شاخص فقر سرشمار)، هتل و رستوران، صنعت و ساخت و حمل‌ونقل (با توجه به شاخص شکاف فقر)، هتل و رستوران، صنعت و حمل‌ونقل (براساس شاخص فوستر، گریر و توربک) است. کسب رتبه بالاتر کاهش فقر شاغلین بخش‌های مرتبط با گردشگری مورد انتظار بود؛ زیرا این نتایج به کشش‌پذیری شاخص‌های فقر و نسبت بالای فقر به کل فقرا از یک طرف و میزان افزایش درآمد ناشی از ورود گردشگر خارجی از طرف دیگر در این بخش‌ها مربوط می‌شود. حساسیت بالای شاخص FGT به این معنی است که بهبود نسبی فقر از طریق افزایش درآمدی بالا حاصل می‌شود.

تغییرات شاخص فقر نسبت به تغییرات درآمد در این بخش‌ها نشان‌دهنده گروه‌های فقیری است که درآمدشان از خط فقر تعریف شده فاصله زیادی دارد. پایین‌ترین سهم فقرزدایی شاخص H و FGT مربوط به بخش فعالیت‌های مالی، بهداشت، آموزش، استخراج معدن و امور عمومی است. فقرزدایی پایین بخش‌های فوق به پایین بودن میزان فقرا در این بخش‌ها مربوط می‌شود که شاغلین اغلب دارای کار دائمی و رسمی بوده و حاشیه امن کاری دارند. در بخش‌هایی که تعداد فقرا بیشتر است، اغلب شاغلین دارای کار غیررسمی بوده و میزان درآمد آن‌ها کم و فقر گسترده‌تر است.

جدول ٤. تاثیرپذیری شاخص‌های فقر از ورود گردشگران خارجی - درصد

فعالیت اقتصادی	فقرسرشمار H		شکاف فقر PG		شدت فقر FGT	
	شهری (۱)	روستایی (۲)	شهری (۳)	روستایی (٤)	شهری (٥)	روستایی (٦)
کشاورزی، شکار، ماهیگیری و ...	۰/۰۱۵	۰/۰۳۱	۰/۱۳۷	۰/۶۵۱	۰/۲۱۰	۰/۲۵۳
استخراج معادن	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۳	۰/۰۵۶	۰/۰۱۹	۰/۰۲۲
محصولات غذایی	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۰/۱۵۶	۰/۸۰۶	۰/۲۴۰	۰/۳۱۶
منسوجات، کفش و پوشاک	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۴۳	۰/۲۲۲	۰/۰۶۶	۰/۰۸۷
صنعت و ساخت	۰/۰۰۷	۰/۰۰۸	۰/۲۷۱	۱/۳۹۷	۰/۴۱۶	۰/۵۴۷
آب، برق و گاز	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۰۴	۰/۱۷۳	۰/۱۵۹	۰/۰۷۶
ساختمان	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹	۰/۰۴۱	۰/۰۱۴	۰/۰۱۶
عمده‌فروشی و خرده‌فروشی	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۰/۱۷۰	۰/۹۴۷	۰/۲۶۱	۰/۳۷۱
هتل و رستوران	۰/۰۰۴	۰/۰۱۳	۰/۳۱۷	۱/۴۳۱	۰/۴۸۵	۰/۵۶۱
حمل‌ونقل و ارتباطات	۰/۰۰۸	۰/۰۱۴	۰/۲۵۶	۱/۲۶۰	۰/۳۹۲	۰/۴۹۵
فعالیت‌های مالی و بیمه	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۹	۰/۰۳۵	۰/۰۱۲	۰/۰۱۸
فعالیت مستغلات و کسب و کار	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۴۶	۰/۲۳۰	۰/۲۲۳	۰/۱۰۶
امور عمومی، دفاع و تامین	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
آموزش	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۳	۰/۰۲۶	۰/۰۳۴	۰/۰۱۳
بهداشت و مددکاری اجتماعی	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۸۰	۰/۱۴۸	۰/۱۲۲	۰/۰۷۲
سایر فعالیت‌ها و خدمات	۰/۰۰۱	۰/۰۰۷	۰/۰۴۵	۰/۱۸۱	۰/۰۶۸	۰/۰۷۲
جمع	۰/۰۴۹	۰/۰۹۲	۱/۷۸۰	۷/۶۰۷	۲/۷۲۳	۳/۰۲۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش بر اساس رابطه (۱۷)

اثر کل فقرزدایی ورود گردشگران خارجی که در سطر آخر جدول (۴) آمده، حاکی از فقرزدایی بیشتر خانوارهای روستایی نسبت به خانوارهای شهری است؛ به طوری که کاهش فقر برای خانوارهای شهری در شاخص‌های سه‌گانه، فقر سرشمار (H)، شکاف فقر (PG) و فوستر، گریر و تربک (FGT) به ترتیب ۰/۰۴۹، ۱/۷۸، و ۲/۷۲۳ درصد و برای خانوارهای روستایی به ترتیب ۰/۰۹۲، ۷/۶۰۷، و ۳/۰۲۶ درصد است. علت تاثیرگذاری بیشتر بر خانوارهای روستایی را می‌توان به سهم بیشتر فقر روستایی و پایین‌تر بودن خط‌فقر روستایی

دانست. سیاست توسعه گردشگری از این جهت می‌تواند دستاورد مناسبی را رقم زده و فقر خانوارهای روستایی را بیشتر کاهش دهد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در مقاله حاضر اثر ورود گردشگران خارجی و هزینه آن‌ها در بخش‌های مرتبط با گردشگری روی کاهش فقر به کمک ماتریس حسابداری اجتماعی مورد سنجش قرار گرفت. در این مطالعه درآمد ناشی از ورودگردشگران خارجی به مثابه صادرات در نظر گرفته شده است که موجب افزایش تولید، درآمد عوامل تولید و درآمد نهادها به ویژه درآمد خانوارهای روستایی و شهری خواهد شد. افزایش درآمد خانوارهای روستایی و شهری موجب خروج از فقر مطلق و کاهش فقر می‌گردد. میزان کاهش فقر بستگی به سهم فقر بخش‌های تاثیرپذیر از گردشگری دارد.

در بخش تجربی از آخرین ماتریس حسابداری اجتماعی که برای سال ۱۳۹۰ تهیه شده و سایر آمارها، مخارج گردشگران و کشش‌های متناسب با انواع شاخص‌های فقر استفاده و محاسبات در قالب رویکرد ضریب فزاینده به قیمت ثابت صورت گرفته است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که ورود گردشگر خارجی از کانال رشد تولید موجب کاهش فقر در ایران می‌شود. اثر کاهش فقر خانوارهای روستایی بیشتر از خانوارهای شهری است. همچنین نتایج نشان می‌دهد بالاترین سهم در کاهش فقر خانوارهای شهری و روستایی براساس شاخص‌های سه‌گانه فقر به ترتیب در بخش کشاورزی (با توجه به شاخص فقر سرشمار)، هتل و رستوران، صنعت و ساخت و حمل‌ونقل (با توجه به شاخص شکاف فقر) و هتل و رستوران، صنعت و حمل‌ونقل (با توجه به شاخص فوستر، گریر و توربک) است. پایین‌ترین سهم نیز مربوط به بخش‌های فعالیت‌های مالی و بیمه و آموزش است. در این بخش‌ها با وجود کشش بالای شاخص فقر نسبت به میانگین درآمدها، از ورود گردشگران تاثیرپذیری ناچیزی دارند.

فعالیت‌های مرتبط با گردشگری را می‌توان فعالیتی کاربر مثل: هتل، رستوران، کسب‌وکارهای کوچک و خرد دانست که به طور بالقوه مناسب افراد با مهارت‌های به نسبت کم و فقیر برای زنان، جوانان و گروه‌های محروم است، دانست.

نتایج مطالعه حاضر که بر کاهش فقر ناشی از توسعه گردشگری دلالت دارد (به ویژه در بخشی که کاهش فقر در خانوارهای روستایی بیشتر از خانوارهای شهری است) را باید به ماهیت فعالیت گردشگری نسبت داد و هرگونه اقدامی در راستای توسعه گردشگری می‌تواند دستاورد اجتماعی- اقتصادی مناسب درخصوص فقرزدایی به همراه داشته باشد.

بر اساس نتایج می‌توان پیشنهاد کرد در صورتی که بستر ورود گردشگران خارجی به ایران هموارتر شود در آن صورت بر پایه نتایج پژوهش حاضر، قطعا فقر کاهش خواهد یافت. در این پژوهش از آمار درآمد گردشگران خارجی در سال ۱۳۹۷ استفاده شد و با توجه به پتانسیل بالای پذیرش گردشگر در ایران، قابل ملاحظه نبود، اما اثر فقرزدایی به نسبت قابل ملاحظه‌ای را نشان داد. ورود گردشگران بیشتر با توجه به جاذبه‌های متنوع گردشگری در ایران اعم از گردشگری پزشکی، مذهبی، آثار باستانی، طبیعت متنوع و بسیاری جاذبه‌های دیگر، آثار اقتصادی مثبت بیشتری را ایجاد می‌کند. هر چند گسترش گردشگری در ایران با چالش‌های سیاسی، فرهنگی و اجتماعی جدی مواجه است، مطالعه حاضر توانست یکی از اثرات اقتصادی مثبت آن را مورد سنجش قرار داده و نهادهای تصمیم گیرنده را به اقدام موثر تشویق کند.

پژوهش حاضر از فقدان اطلاعات مربوط به ماتریس حسابداری اجتماعی بروز شده و آمار اقماری گردشگری رنج می برد که در این پژوهش مشکل با استفاده از اطلاعات نسبتا قدیمی‌تر و یا از سایر مطالعات برطرف شده است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Fateme Bazazan http://orcid.org/0000-0002-2994-3139

منابع

ابونوری، اسماعیل و عباسی قادی، رضا. (۱۳۸۶). برآورد اثر رشد اقتصادی بر فقر ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱(۳۰)، ۲۳-۵۲.

ارشدی، علی و کریمی، عبدالعلی. (۱۳۹۲). بررسی وضعیت فقر مطلق در ایران در سال‌های برنامه اول تا چهارم. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، (۱)۱، ۲۳-۴۲.

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

بزازان، فاطمه و برزگر، نرگس. (۱۳۹۶). سنجش اثرات درآمدی پرداخت یارانه نقدی رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی: ضریب فزاینده به قیمت ثابت. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۹(۱۷)، ۲۹-۴۹

بزازان، فاطمه، اندایش، یعقوب، و فراهانی، عاطفه سادات. (۱۳۹۹). سنجش اثرگذاری گردشگری خارجی بر تولید بخشی در اقتصاد ایران - رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی. *تحقیقات اقتصادی*، ۲(۵۵)، ۲۶۷-۲۹۶

پروین، سهیلا، بانویی، علی اصغر و عباسیان، نیگچه ساناز. (۱۳۹۲). شناسایی رشد بخش‌های اقتصادی در کاهش فقر با استفاده از رویکرد ضرایب فزاینده به قیمت ثابت SAM. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۲(۱۰)، ۲۷-۴۰

پیرایی، خسرو و قناعتیان، آزاده. (۱۳۸۵). اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد در ایران: اندازه گیری شاخص رشد به نفع فقیر. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱(۲۹)، ۱۱۳-۱۴۱.

خسروی نژاد، علی اکبر. (۱۳۹۱). برآورد فقر و شاخص‌های فقر در مناطق شهری و روستایی. *مدلسازی اقتصادی*، ۲(۲۶)، ۳۹-۶۰.

راغفر، حسین؛ باباپور، میترا، و یزدانپناه، محدثه. (۱۳۹۴). بررسی رابطه رشد اقتصادی با فقر، نابرابری در ایران طی برنامه‌های اول تا چهارم توسعه. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱۶)، ۵۹-۷۹.

راغفر، حسین؛ واعظ مهدوی، زینب، و سنگری مهذب، کبری. (۱۳۹۵). تاثیر اعمال ناقص قانون چهارم توسعه بر افزایش فقر ناشی از هزینه‌های کمر شکن سلامت. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲(۶۲)، ۱-۳۱.

مرکز آمار ایران، سرشماری نفوس و مسکن سال ۱۳۹۰.

مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی. (۱۳۹۵). ماتریس حسابداری اجتماعی ۱۳۹۰.

مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی. (۱۳۹۴). نمایه آماری گردشگری جمهوری اسلامی ایران، دفتر معاونت فرهنگی.

References

Abounoori, E., & Abbasi Ghadi, R., (2007). Economic Growth Effect on Poverty in Iran, *Iranian Journal of Economic Research*, *9(30)*, 23-52. [In Persian]

Adnyana, I., M., Hasanudin, U., & Nurwulandari, H. A., (2020). Empirical examination of intersectoral linkages between tourism and regional economy by using the social accounting matrix, *International Journal of Economics and Business Administration VIII(1),* 292-298.

Akkemik, K. A., (2012). Assessing the importance of international tourism for the Turkish economy: A social accounting matrix analysis, *Tourism Management*, *33(4)*, 790- 801.

Alam, M. S., & Paramati, S. R., (2016). The impact of tourism on income inequality in developing economies: Does the Kuznets curve hypothesis exist? *Annals of Tourism Research, 61*, 111-126.

Arshadi, A. & Karimi, A., (2013). The study of poverty in rural and urban areas in IRAN during five-year development plan, *the Macro and Strategic Policies*, *1(1)*, 23-42. [In Persian]

Banouei, A. A., (2005), Income Distribution and Increase in Production Using Social Accounting Matrices, *Iranian Journal of Economic Research*, *7(23)*, 95-117. [In Persian]

Bazzazan, F., & N. Barzegar (2017). Studying the Income Effects of Cash Subsidy Payment by a Social Accounting Matrix and the Fixed Price Multiplier Approach, *Journal of Economic Policy*, *9(17)*, 29-49. [In Persian]

Bazzazan, F., Andayesh Y., & Farahani A., (2020). Measuring the Impact of Foreign Tourism on Sectoral output in Iran's Economy – Social Accounting Matrix Approach, *Journal of Economic Research*, *55(2)*, 267-296, [In Persian]

Bazzazan, F., (2020). The distributional paths of foreign tourism spending in Iran: application of structural path analysis, *Iranian Journal of Economic Studies*, *9(2)*, 459-484.

Bhatt, M. S. & Munjal P., (2013). Social accounting matrix to study the socio-economic linkages of tourism sector – a case study of India, *Indian Economic Review*, *48(2),* 381-412.

Chok, S., Macbeth J. & Warren C., (2008). Tourism as a tool for poverty alleviation: a critical analysis of pro - poor tourism and implications for sustainability, *Current Issues in Tourism*, *10(*2 & 3), 144-165.

Croes, R. & Rivera, M. A., (2017). Tourism's potential to benefit the poor: A social accounting matrix model applied to Ecuador, *Tourism Economics*, *23(1)*, 29-48.

Datt, G., (1998). Computational tools for poverty measurement and analysis, International Food Policy Research Institute, FCND Discussion paper No. 50.

Defourny, J. & Thorbecke E., (1984). Structural path analysis and multiplier decomposition within a social accounting matrix framework, *The Economic Journal*, *94(373)*, 111-136

Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E., (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica, 52*, 761–776.

Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E., (2010). The Foster–Greer–Thorbecke (FGT) poverty measures: 25 years later, *The Journal of Economic Inequality*, *8(4)*, 491-524.

Hayden, C., & Round, J., I., (1982). Developments in social accounting methods as applied to the analysis of income distribution and employment issues, *World Development*, *10*: 451-65.

Incera, A. C. & Fernandes, M., (2015). Tourism and income distribution: evidence from a developed regional economy, *Tourism Management*, *48*(C), 11-20.

Islamic Parliament Research Center of the Islamic Republic of Iran. (2015). Statistical Index of Tourism of the Islamic Republic of Iran, Office of the Deputy Minister of Culture. [In Persian]

Islamic Parliament Research Center of the Islamic Republic of Iran. (2016). Construction of 2011 social accounting matrix [In Persian]

Kakwani, N., (1993). Poverty and economic growth with application to Cote d'Ivorie, Review of Income and Wealth, *39(2)*, 121-139.

Khosravinejad, A. A., (2011). Estimation of Poverty Indices in Iranian Urban and Rural Households, *Journal of Economic Modeling, 6(18),* 39-60. [In Persian]

Jamieson, W., Goodwin, H. & Edmunds, C., (2004). Contribution of tourism to poverty alleviation: pro-poor tourism and the challenge of measuring impacts, For *Transport Policy and Tourism Section Transport and Tourism Division*, UN SCAP, November.

Li, J., & Lian, C., (2010). An empirical study on relative income determination of tourism industries with Social Accounting Matrix of Jiangsu Province, China, *Tourism and Hospitality Research*, *10(3),* 219-233.

Parvin, S., Banouei, A. A., & Abbasian Nigjeh S., (2013). Identification of Economic Growth in Reducing Poverty, Use of Fixed Price Multiplier

Approach Based on the SAM (Social Accounting Matrix), *Economic Growth and Development Research, 10(2),* 27-40. [In Persian]

Piraee, K., & Ghana'atian, A., (2007). The effect of economic growth on poverty and income inequality: Measurement of pro-poor growth in urban and rural areas of Iran, *Iranian Journal of Economic Research, 8(29),* 113-141. [In Persian]

Powell, M., & Round, J., I., (2000). Structure and linkage in the economy of Ghana: A SAM Approach', in E Aryeetey, J Harrigan and M Nissanke (eds), *Economic Reforms in Ghana: Miracle or Mirage*, James Currey Press, Oxford: 68-87.

Pyatt, G., & Round, J., I., (1979). Accounting and fixed price multipliers in a SAM framework, *Economic Journal, 89*: 850-873.

Pyatt, G., & Thorbecke, E., (1976). Planning techniques for a better future, *ILO,* Geneva.

Raghfar, H., Babapour, M., & Yazdanpanah, M., (2016). Survey on the Relationship between Economic Growth, Poverty, and Inequality in Iran during Five-Year Development Plan, *Applied Economics Studies,* Iran, *4(16),* 59-79. [In Persian]

Raghfar, H., Vaez mahdavi, Z., & Sangari Mohazab, K., (2016). Impact of Incomplete Implementation of the Fourth Development Plan on Health Catastrophic- payment Mediated of Population under Poverty Line, *The Economic Research, 16(2),* 1-22. [In Persian]

Suryawardani, G. A., Norsetyohadi, D., & Wiranatha, A. S., (2018). Social accounting matrix (SAM): macro analysis of tourism leakage in Bali, *LAP Lambert Academic Publishing.*

Statistical Centre of Iran, (2011). 2011 Population and housing census, Tehran, Iran.

Tarp, F., D. Roland-Holst & J. Rand (2002). Trade and income growth in Vietnam: estimates from a new social accounting matrix, *Economic Systems Research, 14(2),* 157-184.

Tiku, O., (2016). Measuring economic impact of tourism toward poverty alleviation in Indonesia: an input output analysis, *24th IIOA Conference, Seoul.*

Thorbecke, E., Downey, R., Keuning, S., Roland-Holst, D., & Berrian, D., (1992). Adjustment and equity in Indonesia, *OECD Development Centre, Paris*.

Thorbecke, E., (2000). The use of social accounting matrices in modelling, Paper Presents for *26th General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth*, IARIW, Cracow.

Wagner, J. E., (1997). Estimating the economic impacts of tourism, *Annals of Tourism Research, 24(3):*592-608.
World Bank Tourism Receipts: https://data.worldbank.org/indicator/ST.INT.RCPT.CD?locations=IR.
World Tourism Organization (2018). UNWTO Annual Report 2018.

استناد به این مقاله: بزازان، فاطمه. (۱۴۰۱). اثر توسعه گردشگری خارجی بر فقر در ایران، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۲)، ۱۵۳-۱۷۹.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research ------
Volume 27, Issue 92, Fall 2021, 181-211
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2022.61338.988

ATU PRESS

Original Research Received: 30/08/2021 Accepted: 17/01/2022 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Evaluation of Mazandaran Province Development : An Infrastructural Assessment

Morteza Ghasemi*

Master of Science, Regional Planning, Tehran Municipality, Tehran, Iran

Abstract

One of the basic needs of human society, which is related to the issue of development in all its aspects and is now considered as one of the signs of civilization, is the issue of economic infrastructure. In addition to affecting development, this infrastructure is also changing. Therefore, in the present study, the rate of economic infrastructure development in Mazandaran province has been measured using the model of Analytical Hierarchy Process (AHP), FUZZY Logic and Geographic Information System (GIS). The research method is descriptive-analytical and it can be used in the regional planning system. Accordingly, spatial layers of transportation, energy and information and communication technology (ICT) were obtained through the statistical yearbook Mazandaran province in 1398. In the following, three economic infrastructure development evaluation indicators along with related sub-criteria were rated by the participants through a questionnaire and they were integrated in the Geographic Information System (GIS). Finally, the research maps show that 49.01% of the cities in the province are in a very high category of economic infrastructure. 27% of cities are in the middle and upper middle level and 23% suffer from low and very low in economic infrastructure facilities. On the other hand, 39% of Mazandaran villages are situated in the best zone of infrastructure.

Keywords: Infrastructure, Economic Infrastructure, Regional Development, FAHP.

JEL Classification: O18, H54, L90, R58.

* Corresponding Author: Morteza.ghasemi@ut.ac.ir
How to Cite: Ghasemi, M. (2022). Evaluation of Mazandaran Province Development : An Infrastructural Assessment. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (92)*, 181-211.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۷

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۲، پاییز ۱۴۰۱، ۱۸۱-۲۱۱

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2022.61338.988

ارزیابی میزان توسعه‌یافتگی استان مازندران مبتنی بر زیرساخت اقتصادی با استفاده از مدل تحلیل سلسله مراتبی فازی و سیستم اطلاعات مکانی

مرتضی قاسمی * کارشناسی ارشد، رشته برنامه‌ریزی منطقه‌ای، شهرداری تهران، تهران، ایران

چکیده

یکی از نیازهای اولیه جامعه انسانی که با مقوله توسعه در تمام جوانب آن ارتباط پیدا کرده است و در حال حاضر یکی از نشانه‌های تمدن به حساب می‌آید، مساله زیرساخت اقتصادی است. این زیرساخت علاوه بر تحت تاثیر قرار دادن توسعه، خود نیز دچار تغییر و تحول می‌شود. از همین رو در پژوهش حاضر با استفاده از مدل تحلیل سلسله مراتبی و منطق فازی و سیستم اطلاعات مکانی میزان توسعه زیرساخت اقتصادی در استان مازندران مورد سنجش قرار گرفته است. روش پژوهش توصیفی- تحلیلی و ماهیت آن کاربردی در نظام برنامه‌ریزی منطقه‌ای است. بر این اساس لایه‌های مکانی و اطلاعات توصیفی حمل‌ونقل، انرژی و فناوری اطلاعات و ارتباطات مستخرج از سالنامه آماری سال ۱۳۹۸ استان مازندران به عنوان سه معیار ارزیابی توسعه زیرساخت اقتصادی به همراه زیرمعیارهای وابسته پس از تکمیل پرسشنامه و ارزش‌گذاری توسط بهره‌وران در محیط سیستم اطلاعات مکانی مورد ادغام قرار گرفته‌اند. در نهایت نقشه‌های پژوهش نشان می‌دهد ۴۹/۰۱ درصد از شهرهای استان در دسته خیلی زیاد از میزان برخورداری زیرساخت اقتصادی قرار دارند. ۲۷ درصد از شهرها در سطح متوسط و متوسط به بالا جای گرفته‌اند و ۲۳ درصد از امکانات کم و بسیار کم رنج می‌برند. همچنین ۳۹ درصد از روستاهای مازندران نیز در بهترین پهنه برخورداری از زیرساخت‌ها قرار گرفته‌اند.

کلیدواژه‌ها: زیرساخت، زیرساخت اقتصادی، توسعه منطقه‌ای، تحلیل سلسله مراتبی فازی.

طبقه‌بندی JEL: O18, H54, L90, R58.

* نویسنده مسئول: Morteza.ghasemi@ut.ac.ir

۱. مقدمه

زیرساخت به مثابه امکانات اساسی است که برای پیشرفت یک کشور لازم می‌باشد. زیرساخت اقتصادی[1] نیز ترکیبی از امکانات اساسی است که در توسعه اقتصادی و مشاغل مفید است. این شامل امکاناتی مانند ارتباط از راه دور، برق، حمل‌ونقل، انرژی است. از نظر عملکردی، زیرساخت اقتصادی به معنای تولید کالا و خدمات و همچنین توزیع محصولات نهایی به بازارها است (Olaseni and Alade ,2012). در دسترس بودن خدمات زیرساختی به طور قابل توجهی بر توسعه منطقه‌ای تاثیر می‌گذارد. این دلیل آن است که سطح و کیفیت زیرساخت اقتصادی به طور مستقیم بر بهره‌وری و رشد تجارت تاثیر می‌گذارند و کمبود سرمایه برای سرمایه‌گذاری در زیرساخت اقتصادی نابرابری بین مناطق را ایجاد می‌کند، زیرا بدون تامین و توسعه زیرساخت‌ها نمی‌توان به هر نوع توسعه‌ای دست یافت.

میزان توسعه یک منطقه تابعی از تلاش آن منطقه در تامین زیرساخت اقتصادی است (Nurre, 2012). به همین منظور افزایش توسعه منطقه‌ای ضرورت نیاز به افزایش ارتباطات میان مناطق را پررنگ‌تر می‌کند، زیرا توسعه، تحرک و دسترسی به نقاط مختلف تنها با ایجاد زیرساخت اقتصادی حاصل می‌شود.

یکی از راه‌های توسعه منطقه‌ای ارتباط میان نقاط دارای پتانسیل توسعه با یکدیگر و بازخورد اثرات این نواحی رشد در منطقه است (سلطانی و منشادی، ۱۳۹۲). ناکارآمدی زیرساخت اقتصادی، بروز عوارض جدی محیطی همانند آلودگی هوا و پیامدهای منفی اجتماعی و اقتصادی را به دنبال خواهد داشت و باعث ناکارآمدی عملکرد آن‌ها می‌شود (Hutchinson, 2010). بنابراین، با سنجش توان توسعه یک منطقه در این زمینه می‌توان از یک سو، میزان توسعه‌مندی منطقه در آینده را برآورد کرد و از سوی دیگر در جهت ارائه راهبردی مناسب به این منظور کمک شایانی کرد. عدم پرداختن به این موضوع در یک نظام برنامه‌ریزی به معنای عدم ساختارسازی و اساس توسعه در یک منطقه و بازماندن از معنای آن در سایر زمینه‌ها است که این امر برخلاف توسعه از پیش اندیشیده شده به رشد ناموزون و بی‌برنامه منتج می‌شود. با توجه به این موارد و نظر به ساختار طولی شکل استان مازندران و تقسیم پهنه‌های فضایی به جهات شرق و غرب به نظر می‌رسد که میزان تراکم و پراکنش

1. Economic infrastructure

زیرساخت اقتصادی در استان مازندران متفاوت است؛ به طوری که سطح دسترسی‌پذیری سکونتگاه‌های استان را نسبت به این زیرساخت با چالش‌هایی روبه‌رو کرده است. از همین رو، هدف از این پژوهش چگونگی گسترش زیرساخت اقتصادی منطقه در وضع موجود، میزان برخورداری نقاط مختلف استان مازندران از این زیرساخت و چگونگی گسترش سکونتگاه‌ها نسبت به آن است.

۲. مبانی نظری

زیرساخت به عنوان مجموعه‌ای از کالاهای سرمایه‌ای تعریف می‌شود که به طور مستقیم مصرف نمی‌شود، بلکه خدمات را فقط در ترکیب با نیروی کار و سایر منابع ارائه می‌دهند. زیرساخت تمرکز جغرافیایی منابع اقتصادی را امکان‌پذیر می‌کند و بازارهای گسترده‌تر و عمیق‌تری را برای تولید و اشتغال فراهم می‌کند (Macdonald, 2009). این بازارها ورودی و خروجی را تحت تاثیر قرار می‌دهد، به تعیین الگوهای توسعه فضایی کمک می‌کند و شبکه بزرگی را با هزینه کم در اختیار جامعه قرار می‌دهد.

زیرساخت‌ها را می‌توان به عنوان بنیادی که اقتصاد بر آن بنا شده، درک کرد (Macdonald, 2009). پژوهش‌های بسیاری ادعا می‌کنند که راهبردهای مناسب سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها ممکن است مغایرت‌های توسعه منطقه‌ای و شکاف فقیر و ثروتمند را کاهش دهد (Mcgovern & Roberts, 2012; Hooper et al., 2017).

از نظر بانک جهانی (۲۰۰۴) زیرساخت برای بسیاری از فعالیت‌ها یک چتر است. زیرساخت را می‌توان به طور کلی به عنوان مجموعه‌ای از عناصر ساختاری بهم پیوسته تعریف کرد که چهارچوبی را برای حمایت از کل ساختار توسعه فراهم می‌آورد. این تعریف مهمی برای قضاوت درباره توسعه منطقه‌ای است (Nurre, 2012). همانطور که اسکات[1] (۲۰۱۰) ادعا کرد زیرساخت‌ها تعریف دقیقی ندارند، اما شورای تحقیقات ملی ایالات متحده آمریکا تلاش کرد تا شرایط را با استفاده از اصطلاح «زیرساخت‌های عمومی» با اشاره به مدهای عملکردی خاص روشن کند.

درک زیرساخت‌ها فراتر از امکانات عمومی در رویه‌های عملیاتی، شیوه‌های مدیریت و سیاست‌های توسعه نهفته است که با تقاضای جامعه برای تسهیل حمل‌ونقل مردم و کالا،

1. Scott, C.

تامین آب شرب برای آشامیدن، تامین انرژی و انتقال اطلاعات ارتباط دارد. زیرساخت اقتصادی به عنوان زیرساختی تعریف می‌شود که فعالیت اقتصادی را ارتقا می‌دهد، مانند جاده‌ها، بزرگراه‌ها، فرودگاه‌ها، بنادر دریایی، برق (Fourie,2006 & Baldwin & Dixon, 2008).

زیرساخت اقتصادی به زیرساخت سخت نیز معروف است که به شبکه‌های کالبدی عظیم و ضروری برای عملکرد یک کشور صنعتی مدرن اشاره دارد که برای جابه‌جایی و انتقال مردم، وسایل نقلیه، مایعات، انرژی، اطلاعات و یا امواج الکترومغناطیسی استفاده می‌شود (Salisu, 2016). با توجه به تعاریف موسع از زیرساخت اقتصادی در مطالعات پژوهشی و ارائه زیرسیستم‌های مختلف مربوط به آن -که در پژوهش‌های متعدد از تقسیم‌بندی‌های گوناگونی استفاده شد- می‌توان به طور کلی آن را در قالب عوامل حمل‌ونقل[1]، انرژی[2] و فناوری اطلاعات و ارتباطات[3] صورت‌بندی کرد.

حمل‌ونقل زیرساخت ضروری و کاتالیزوری برای فعال‌سازی و تحریک روند توسعه اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و استراتژیک در هر جامعه‌ای است. این بدان معنی است که زیرساخت‌های حمل‌ونقل باید به طور منطقی توسعه یابد تا اطمینان حاصل شود که جابه‌جایی مردم و کالا سریع، به صرفه، ایمن، راحت و به روشی سازگار با محیط زیست انجام می‌شود (Sumaila, 2012).

با وجود دیدگاه‌ها و نظرات مختلف، محققان به لحاظ نظری و تجربی ثابت کرده‌اند که کیفیت زیرساخت‌های حمل‌ونقل تاثیر مثبتی بر تجارت بین منطقه‌ای و توسعه منطقه‌ای دارد (Martin & Rogers, 1995; Martin & Ottaviano, 1999 & Melo et al., 2013).

سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها برای بهبود اتصال هنگامی که محدودیتی در بهره‌وری را از بین ببرد در ارائه رشد دراز مدت بسیار موثر است. اثربخشی سرمایه‌گذاری در تولید رشد و رفع نابرابری را می‌توان براساس روش‌های مناسب انتخاب پروژه از جمله ارزیابی با کیفیت بالا و روش‌های انتخاب شفاف با گزینه‌ها مقایسه کرد. زیرساخت‌های حمل‌ونقلی می‌توانند از طریق اتصال مناطق روستایی و دورافتاده به مراکز بزرگ تولید و مصرف با ایجاد

1. Transportation
2. Energy
3. Information and Communication Technology (ICT)

فرصت‌های اقتصادی بیشتر برای ساکنان و کاهش مهاجرت‌های خارج از کشور، یک سیاست موثر برای رفع عدم تعادل اجتماعی و سرزمینی باشند (Salisu, 2016). زیرساخت حمل‌ونقل متشکل از تاسیسات ثابت کانال‌ها، آبراه‌ها، راه‌های هوایی، راه‌آهن، جاده‌ها و پایانه‌ها، بنادر دریایی، پایانه‌های حمل بار، انبارها، ایستگاه‌های اتوبوس، ایستگاه راه آهن و فرودگاه‌ها است (Faruque, 2019). با این تفاسیر و با توجه به مطالعات صورت گرفته و منابع اطلاعاتی و لایه‌های مکانی در دسترس در این پژوهش، زیرساخت حمل‌ونقل به زمینی، هوایی، دریایی تقسیم‌بندی می‌شود.

دوران انقلاب پساصنعتی، زیرساخت‌های انرژی را به پیش شرط اساسی رشد و توسعه همه‌جانبه تبدیل کرده است (Briceño-Garmendia et al., 2004). انرژی یک صنعت اساسی در توسعه ملی است و زیرساخت‌های انرژی می‌توانند از بسیاری جهات بر رشد فراگیر تاثیر بگذارند. تقویت زیرساخت‌های انرژی می‌تواند هزینه‌های انتقال منبع انرژی را کاهش داده و باعث جمع شدن و انتشار عوامل تولیدی در مناطق مختلف شود. با این کار، فعالیت اقتصادی متصل در مناطق مختلف تقویت می‌شود، زیرا این امر می‌تواند انرژی، نیروی کار و سرمایه را جایگزین کند (Li & Lin, 2016). مورد دیگر، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های انرژی می‌تواند رفاه اجتماعی را برای تقاضای اساسی زندگی برخی از منابع مهم انرژی مانند گاز، برق و... بهبود بخشد (Li et al, 2018). زیرساخت‌های انرژی در اینجا بیانگر دارایی‌های مربوط به تولید، حمل‌ونقل، تحول و انتقال انرژی و آن‌هایی است که این بلوک‌های دارایی را به هم پیوند می‌دهند. دارایی‌های زیربنایی تولیدکننده انرژی برای استخراج انرژی اولیه به کار گرفته می‌شوند و شامل دارایی‌های طبیعی انرژی اولیه مانند معادن، چاه‌های نفت، ذخایر گاز و... هستند (Asif & Muneer, 2007 & Brown, 2002).

زیرساخت انرژی شامل بسیاری از مولفه‌ها نظیر تولید، انتقال و توزیع برق، شبکه‌های فیزیکی خطوط لوله نفت و گاز طبیعی، پالایشگاه‌های نفت، و سایر عناصر مرتبط مانند خطوط انتقال آب و تاسیسات هسته‌ای و ... هستند (Hyunsoo & Clinton, 2004). با توجه به نبود تاسیسات هسته‌ای در سطح منطقه مورد پژوهش، سایر عوامل زیرساختی نظیر خطوط انتقال آب، نفت، گاز و شبکه توزیع برق در این پژوهش به عنوان زیرساخت انرژی شناخته می‌شوند.

درک پیشرفت اجتماعی و نقش توسعه جامعه اطلاعاتی در این فرآیند از نظر برنامه‌ریزان، کلید شناخت این است که چرا فناوری اطلاعات و ارتباطات باید در برنامه‌ریزی کاملا مورد توجه قرار گیرد. برای بسیاری از بینندگان در این زمینه، جامعه اطلاعاتی عصر اقتصادی جدیدی را در تاریخ بشر نشان می‌دهد (Castells, 2002). این چهارمین عصر پس از دوره‌های کشاورزی، صنعتی و خدمات است (Molitor, 1999).

فناوری اطلاعات و ارتباطات این توان بالقوه را دارد که در صورت به‌کارگیری مناسب، نقش با ثباتی در تسریع توسعه و پویایی اجتماعی و اقتصادی مناطق کمتر توسعه یافته ایفا کند (خواجه شاهکوهی، ۱۳۹۲). به عبارت دیگر، تکنولوژی ارتباطات و اطلاعات می‌تواند همچون پلی جوامع کمتر توسعه یافته را با دیگر نقاط جهان پیوند بزند و انزوای اجتماعی را از افراد دور کند و به عنوان ابزاری قدرتمند در امر توسعه به کار گرفته شود (عباسی‌کسبی و سلطانی، ۱۳۹۳). به بیان دیگر، تکنولوژی به ویژه اقزایش نفوذ اینترنت به فرآیند توسعه از جمله رشد تولید و روابط تجاری کمک شایانی می‌کند (سرخوش‌سرا و همکاران، ۱۳۹۸).

فناوری اطلاعات و ارتباطات مجموعه متنوعی از ابزارهای فناوری را برای شناسایی، جمع‌آوری، سازماندهی، ایجاد و انتشار داده‌ها و اطلاعات تشکیل می‌دهد. فناوری اطلاعات و ارتباطات طیف گسترده‌ای از فناوری‌ها را شامل می‌شود. تکنولوژی مخابراتی، از جمله تلفن، کابل، ماهواره، تلویزیون و رادیو، تکنولوژی دیجیتال مانند رایانه‌ها، شبکه‌های اطلاعاتی نظیر اینترنت، شبکه جهانی وب و اینترانت و نرم افزار در زمره فناوری اطلاعات و ارتباطات قرار می‌گیرد.

۲. پیشینه پژوهش

مطالعاتی توسط پژوهشگران مختلف صورت گرفته است که به تاثیر نقش زیرساخت اقتصادی در توسعه منطقه‌ای اشاره دارند. بانیت[1] (۲۰۰۸) زیرساخت‌ها را به عنوان عاملی برای توسعه و پذیرش نوآوری در بازار مشخص می‌کند. بالدوین و دیکسون[2] (۲۰۰۸) دریافتند که تامین زیرساخت‌های کارا موجب رشد اقتصادی شده و کیفیت زندگی را افزایش می‌دهد و برای امنیت ملی نیز مهم به شمار می‌آید.

1. Banyte, J.
2. Baldwin, J. & Dixon, J.

بریستو و نلثورپ[1] (۲۰۰۰) تاثیر زیرساخت‌ها را در جنبه‌های مختلف رقابت منطقه‌ای، رشد اقتصادی، نابرابری درآمد، تولید، بهره‌وری نیروی کار و رفاه یافتند.

ماتون[2] (۲۰۰۴) در مطالعه خود نشان داد که ساخت سیستم راه‌آهن منجر به شکل‌گیری برنامه‌های استاندارد می‌شود که منافع اقتصادی را فراتر از خود ریل‌ها فراهم می‌کند.

نیجکمپ[3] (۱۹۸۶) استدلال می‌کند که زیرساخت‌ها یکی از ابزارهای توسعه منطقه هستند؛ رقابت منطقه‌ای را تضمین نمی‌کنند، اما شرایط لازم را برای دستیابی به اهداف توسعه منطقه‌ای فراهم می‌آورند.

اسنیسکا و دراکسایت[4] (۲۰۰۷) همچنین استدلال می‌کنند که رقابت اقتصادی منطقه توسط مجموعه‌ای از عوامل مختلف تعیین می‌شود و شاخص زیرساخت یکی از آن‌ها است.

اسنیسکا و برونکین[5] (۲۰۰۹) زیرساخت‌ها را به عنوان یکی از شاخص‌های رقابت منطقه‌ای در داخل کشور شناسایی می‌کنند.

مارتینکوس و لوکاسیویوس[6] (۲۰۰۸) استدلال می‌کنند که خدمات زیرساخت‌ها و زیرساخت‌های کالبدی عواملی هستند که بر فضای سرمایه‌گذاری در سطح محلی تاثیر می‌گذارند و جذابیت آن را افزایش می‌دهند.

گراندی[7] (۲۰۰۸)، بورینسکین و رودزکین[8] (۲۰۰۹) با تجزیه و تحلیل روند اجرای سیاست توسعه پایدار، زیرساخت‌ها را به عنوان یکی از مهم‌ترین ابعاد برنامه‌ریزی راهبردی برای اطمینان از توسعه پایدار سرزمینی و توسعه اقتصادی- اجتماعی یک منطقه قلمداد می‌کنند.

با توجه به جدول (۱) و با اشاره به پیشینه پژوهش در سال‌های مختلف می‌توان دریافت که سنجش توسعه منطقه مبتنی بر زیرساخت اقتصادی مورد بررسی و واکاوی دقیق قرار

1. Bristow, A. & Nellthorp, J.
2. Mattoon, R.
3. Nijkamp, P.
4. Snieska, V. & Draksaite, A.
5. Snieska, V. & Bruneckiene, J.
6. Martinkus, B. & Lukasevicius, K.
7. Grundey, D.
8. Burinskiene, M. & Rudzkiene, V.

نگرفته است و در همین راستا پژوهش حاضر سعی دارد با استفاده از مدل سلسله مراتبی فازی[1] و منطق فازی و سیستم اطلاعات جغرافیایی به این مهم دست یابد.

جدول ۱. پیشینه پژوهش مرتبط با توسعه منطقه‌ای و زیرساخت اقتصادی

مطالعه	یافته‌ها
اسنیسکا و برونکین (۲۰۰۹)	زیرساخت‌ها را به عنوان یکی از شاخص‌های رقابت منطقه‌ای در داخل کشور شناسایی می‌کنند.
بورینسکین و رودزکین (۲۰۰۹)	با تجزیه و تحلیل روند اجرای سیاست توسعه پایدار، زیرساخت‌ها را به عنوان یکی از مهم‌ترین ابعاد برنامه‌ریزی راهبردی برای اطمینان از توسعه پایدار سرزمینی و توسعه اقتصادی – اجتماعی یک منطقه قلمداد می‌کنند.
بانیت (۲۰۰۸)	زیرساخت‌ها را به عنوان عاملی برای توسعه و پذیرش نوآوری در بازار مشخص می‌کند.
بالدوین و دیکسون (۲۰۰۸)	تامین زیرساخت‌های کارا موجب رشد اقتصادی شده و کیفیت زندگی را افزایش می‌دهد و برای امنیت ملی نیز، مهم به شمار می‌آید.
گراندی (۲۰۰۸)	با تجزیه و تحلیل روند اجرای سیاست توسعه پایدار، زیرساخت‌ها را به عنوان یکی از مهم‌ترین ابعاد برنامه‌ریزی راهبردی برای اطمینان از توسعه پایدار سرزمینی و توسعه اقتصادی– اجتماعی یک منطقه قلمداد می‌کنند.
مارتینکوس و لوکاسیویوس(۲۰۰۸)	استدلال می‌کنند که خدمات زیرساخت‌ها و زیرساخت‌های کالبدی عواملی هستند که بر فضای سرمایه‌گذاری در سطح محلی تاثیر می‌گذارند و جذابیت آن را افزایش می‌دهند.
اسنیسکا و دراکسایت (۲۰۰۷)	استدلال می‌کنند که رقابت اقتصادی منطقه توسط مجموعه‌ای از عوامل مختلف تعیین می‌شود و شاخص زیرساخت یکی از آن‌ها است.
ماتون (۲۰۰٤)	در مطالعه خود نشان داد که ساخت سیستم راه‌آهن منجر به شکل‌گیری برنامه‌های استاندارد می‌شود که منافع اقتصادی را فراتر از خود ریل‌ها فراهم می‌کند.
بریستو و نلثورپ (۲۰۰۰)	تاثیر زیرساخت‌ها را در جنبه‌های مختلف رقابت منطقه‌ای ، رشد اقتصادی، نابرابری درآمد، تولید، بهره‌وری نیروی کار و رفاه یافتند.
نیجکمپ (۱۹۸٦)	استدلال می‌کند که زیرساخت‌ها یکی از ابزارهای توسعه منطقه هستند. رقابت منطقه‌ای را تضمین نمی‌کنند، اما شرایط لازم را برای دستیابی به اهداف توسعه منطقه‌ای فراهم می‌آورند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

1. Fuzzy Analytical Hierarchy Process (FAHP)

۳. منطقه مورد مطالعه

استان مازندران بین ۳۵ درجه و ۴۷ دقیقه تا ۳۶ درجه و ۳۵ دقیقه عرض شمالی و ۵۰ درجه و ۳۴ دقیقه طول شرقی از نصف‌النهار گرینویچ، از شمال به دریای مازندران، از جنوب به استان‌های تهران و سمنان، از غرب و جنوب غربی به گیلان و قزوین و از شرق به استان گلستان محدود است. مازندران به دلیل استقرار در حد فاصل دریا در شمال و رشته کوه البرز در جنوب –به عنوان محدودیت‌ها و قیود توسعه– در امتداد این عوارض توپوگرافیکی توسعه یافته است و از همین رو از ساختار فضایی خطی‌شکل برخوردار است.

با توجه به جدول (۲)، زیرساخت اقتصادی در استان مازندران شامل حمل‌ونقل، انرژی و فناوری اطلاعات و ارتباطات است که راه‌های زمینی، هوایی، ریلی و دریایی زمینه ارتباطات دو سویه ملی و بین‌المللی را فراهم کرده و گستره خطوط انتقال و شبکه توزیع نفت، گاز، آب و برق به همراه سطح نفوذ فناوری اطلاعات و ارتباطات نظیر تلویزیون، رادیو و اینترنت، کریدور غربی–شرقی استان مازندران را تحت پوشش قرار می‌دهند.

جدول ۲. زیرساخت اقتصادی استان مازندران در وضعیت موجود

حمل‌ونقل											
هوایی			دریایی			ریلی			زمینی		
تعداد پرواز (مجموع ورودی و خروجی)			تعداد شناور با ظرفیت هزار تن و بیشتر			طول خطوط (کیلومتر)			طول خطوط (کیلومتر)		
۶۲	بین‌المللی		۱۶	نکا		۲۲	صنعتی و تجاری		۷۸۹۸/۷	روستایی	
۴۷۰۳	داخلی		۶۱	فریدونکنار		۳۴	فرعی		۹۹۱/۷	راه فرعی	
			۳۱۳	نوشهر					۶۱۵	راه اصلی	
			۱۰۱۷	امیرآباد		۳۳۱	اصلی		۸۲۰/۴	بزرگراه	
									۳۷/۱	آزادراه	

ادامه جدول ۲.

انرژی											
نفت			گاز			آب			برق		
۲۳۳	جایگاه	تعداد مخازن و جایگاه	۲۲۸۳	روستا	نقاط گازرسانی شده	۲۴۴۱	انتقال	طول خطوط (متر مکعب-کیلومتر)	۲۳۳۳	فوق توزیع	طول خطوط (کیلومتر مدار)
۹۶۵	مخازن		۵۹	شهر		۱۲۳۰۷	توزیع		۱۵۸۳	انتقال	
فناوری اطلاعات و اطلاعات											
اینترنت			رادیو					تلویزیون			
۳۳۶۸۴۱	تعداد خطوط	تعداد خطوط و سطح برخورداری	۳	فرستنده اصلی	تعداد ایستگاه و فرستنده			۹۰۰	فرستنده اصلی	تعداد ایستگاه و فرستنده اصلی	
۷۹۷۴۰۱	تعداد خانوار		۲	ایستگاه				۳۰۰	ایستگاه		

ماخذ: سالنامه آماری استان مازندران، ۱۳۹۸

٤. روش پژوهش

روش تحقیق در این پژوهش براساس هدف از نوع کاربردی و از لحاظ ماهیت به صورت توصیفی- تحلیلی است که بخشی از مطالعات آن به صورت اسنادی و کتابخانه‌ای و با مراجعه به سازمان‌ها و ارگان‌های مربوطه انجام شده که طی آن اهمیت و ضرورت توجه به زیرساخت‌های اقتصادی در توسعه منطقه‌ای و چهارچوب‌های نظری مرتبط با آن مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به اینکه زیرساخت اقتصادی در سطح شهر، ایالت، منطقه و جهان به عنوان بخشی از یک سیستم به هم پیوسته دیده می‌شوند (Taylor, 2001) که تکامل و موقعیت نسبی آن‌ها منعکس‌کننده فرآیندهای سطوح مرجع است (Tonts et al, 2013)، مقیاس و واحد ارزیابی این پژوهش نیز به صورت یک کلیت یکپارچه در چهارچوب نظام برنامه‌ریزی منطقه‌ای از سطح شهر تا استان را دربر می‌گیرد.

در گام نخست این پژوهش به بررسی گسترده ادبیات پرداخته شد و براساس مطالعه عمیق و تحلیل متون مرتبط و با در نظر گرفتن محدودیت‌های موجود در دسترسی به اطلاعات مکانی و توصیفی، مهم‌ترین و موثرترین شاخص‌ها که با پتانسیل‌های توسعه منطقه‌ای به طور عام و زیرساخت اقتصادی به طور خاص همخوانی بیشتری داشت و دارای قابلیت ارزیابی و سنجش بود، استخراج شد. تعداد ۱۶ شاخص -راه‌آهن، بزرگراه، راه اصلی، راه فرعی، بندر سطح ۱، ۲ و ۳، فرودگاه داخلی، فرودگاه بین‌المللی، خطوط انتقال گاز، خطوط انتقال نفت، خطوط توزیع برق، خطوط توزیع آب، حوزه نفوذ اینترنت، حوزه نفوذ رادیو و حوزه نفوذ تلویزیون- شناسایی شد که در ۱۰ دسته معیار -زمینی، دریایی، هوایی، گاز، نفت، برق، آب، تلویزیون، اینترنت، رادیو- و سه بعد -حمل‌ونقل، انرژی و فناوری اطلاعات و ارتباطات- دسته‌بندی شد.

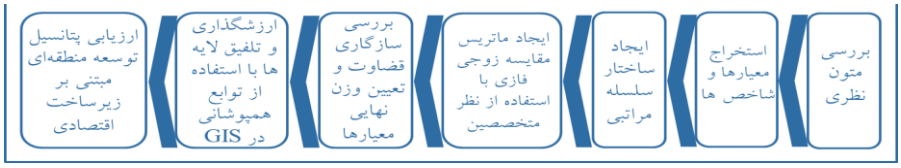
در حالت کلی سه روش برای ارزیابی توسعه وجود دارد؛ ۱- روش همپوشانی شاخص مبنا، ۲- مدل ریاضیاتی فرآیند مبنا و ۳- تحلیل آمار استنباطی (Sahoo et al, 2016). بنابراین، در پژوهش حاضر شاخص ارزیابی توسعه زیرساخت اقتصادی از منظر رویکرد اول؛ یعنی روش همپوشانی شاخص مبنا مورد استفاده قرار گرفته است.

روش‌های مختلف ارزیابی نظیر روش اولویت‌بندی براساس شباهت به راه‌حل ایده‌آل[1]، تجزیه و تحلیل سلسله مراتبی[2]، تجزیه و تحلیل پوششی داده‌ها[3]، روش آزمایشگاه سنجش و آزمون تصمیم‌گیری[4] در پژوهش‌های مختلف گزارش شده است. هر چند که این روش‌ها در راستای ارزیابی پتانسیل توسعه شهری و منطقه‌ای ارتقا یافته‌اند، اما این واقعیت وجود دارد که نظرات هر یک از متخصصان و ذی‌نفوذان با توجه به نوع تخصص و مهارت و پیشینه ذهنی به انحای مختلفی از عدم‌قطعیت‌ها نظیر غیردقیق بودن، مبهم و ناکامل بودن نظرات به ارزیابی‌های ذهنی و کیفی پژوهش وارد می‌شود. بنابراین یک نکته مهم در این راستا، برطرف کردن مشکل عدم قطعیت‌ها در ارزیابی شاخص‌های زیرساخت اقتصادی در ظرف توسعه منطقه‌ای است. به همین علت با توجه به محدودیت دسترسی به اطلاعات با استفاده از لایه‌های مکانی موجود در محیط سیستم اطلاعات جغرافیایی و با توجه به تعیین ضرایب

1. TOPSIS
2. AHP
3. DEA
4. DEMATEL

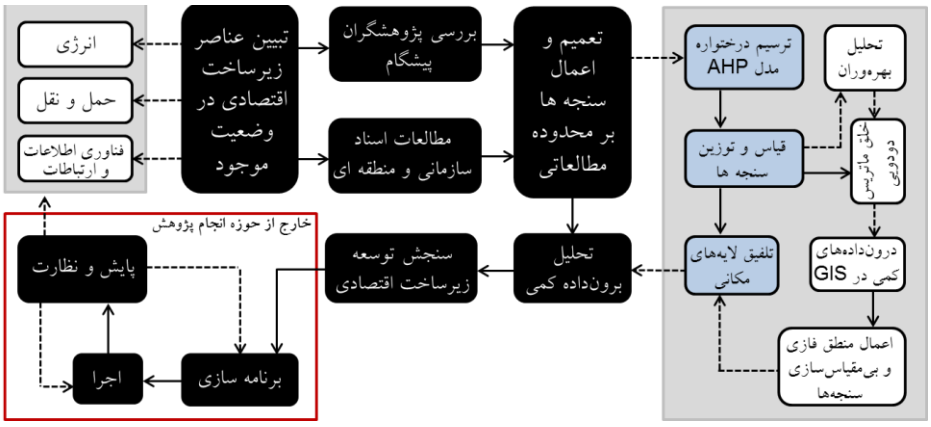
اهمیت هر شاخص توسط بهره‌وران خبره از مدل تحلیل سلسله مراتبی و منطق فازی استفاده شد که میزان تاثیرگذاری هر کدام از آن‌ها در برخورداری استان مازندران از زیرساخت اقتصادی موردکاوی و سپس با بی‌مقیاس‌سازی فازی در محیط جی‌آی‌اس با استفاده از محاسبه‌کننده رستری، لایه‌های فازی‌شده ضرب و با دستور همپوشانی فازی لایه‌ها ادغام و نقشه‌های مربوط به حمل‌ونقل، انرژی و فناوری اطلاعات و ارتباطات و همچنین نقشه نهایی -که همان میزان توسعه‌یافتگی استان مازندران مبتنی بر زیرساخت اقتصادی بود- تولید شد.

شکل ۱. فلوچارت متدولوژی پژوهش



ماخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۲. مدل مفهومی پژوهش



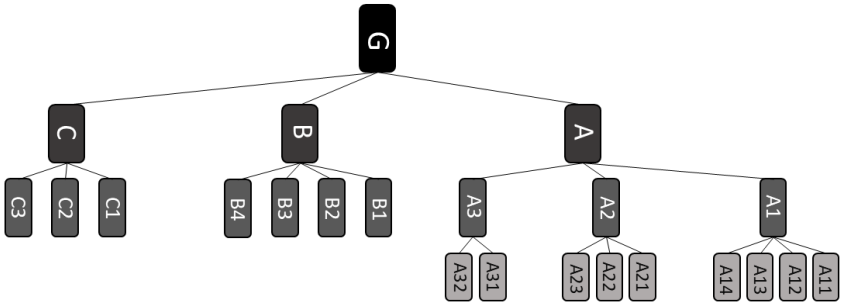
ماخذ: یافته‌های پژوهش

٤-١. مدل تحلیل سلسله مراتبی

مدل تحلیل سلسله مراتبی یک روش جامع برای حل مشکلات تصمیم چند معیاری است (Tolga, 2004) و فرآیند آن چه در واقعیت و چه در تئوری برای حل مشکلات تصمیمات راهبردی به کار گرفته شده است (Ossadnik, 1999) که در سال ۱۹۷۱ به وسیله توماس

ال ساتی[1] به عنوان یک ابزار تحلیل تصمیم وسیع برای مشکلات مدل‌های بی‌ساخت همانند سیاست، اقتصاد، اجتماع و علم مدیریت به وجود آمد. براساس آن ارزش‌ها برای مجموعه‌ای از اهداف به صورت دو به دو مقایسه می‌شوند (Yu, 2002). نخستین گام در فرآیند تحلیل سلسله مراتبی، ایجاد ساختاری سلسله مراتبی از موضوع مورد بررسی است که در آن اهداف، معیارها، گزینه‌ها و ارتباط بین آن‌ها نشان داده می‌شود. به عبارت دیگر، باید در آغاز درخت سلسله‌مراتبی که بیان‌کننده موضوع مورد مطالعه باشد، فراهم شود.

شکل ۳. درخت تحلیل سلسله مراتبی با هدف ارزیابی میزان توسعه‌یافتگی استان مازندران مبتنی بر زیرساخت اقتصادی



G: ارزیابی پتانسیل توسعه منطقه‌ای مبتنی بر زیرساخت اقتصادی، A: حمل و نقل، B: انرژی، C: فناوری اطلاعات و ارتباطات، A1: زمینی، A2: دریایی، A3: هوایی، B1: خطوط انتقال گاز، B2: خطوط توزیع برق، B3: خطوط انتقال نفت، B4: خطوط توزیع آب، C1: تلویزیون، C2: اینترنت، C3: رادیو، A11: راه‌آهن، A12: بزرگراه ، A13: راه اصلی، A14: راه فرعی، A21: بندر درجه ۱، A22: بندر درجه ۲، A23: بندر درجه ۳، A31: فرودگاه بین‌المللی، A32: فرودگاه داخلی

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در تحلیل سلسله مراتبی، مقایسه‌های دودویی توسط اعداد قطعی بیان می‌شود. حال بسته به شرایط، نظرات کارشناسان همیشه نمی‌تواند قطعی و دقیق باشد که این عدم قطعیت را می‌توان با منطق فازی نشان داد؛ بنابراین برای رفع این چالش، تئوری منطق فازی مطرح شد (Mikhailov & Tsvetinov, 2004).

در سال ۱۹۹۶ محققی چینی به نام چانگ روشی را با نام روش تحلیل توسعه‌ای ارائه کرد. اعداد مورد استفاده در این روش، اعداد مثلثی فازی هستند؛ یعنی ارجحیت زبانی با

1. Saaty, T.

اعداد فازی مثلثی در ماتریس مقایسات زوجی وارد می‌شود (Ozcan & Suzan, 2011). پس از تهیه نمودار سلسله‌مراتبی به منظور تشکیل ماتریس مقایسات زوجی از اعداد فازی مثلثی که محدوده‌ای از ارزش‌ها را برای بیان عدم قطعیت در نظر می‌گیرد و تصمیم‌ساز را قادر می‌کند نظر خود را در قالب کلی به صورت خوشبینانه، متوسط و بدبینانه بیان کند، استفاده شده است. با توجه به رویکرد فازی در این پژوهش از اعداد فازی مثلثی مندرج در جدول (۳) به منظور تبدیل عبارات کلامی موجود در پرسش‌نامه به طیف فازی استفاده شد.

جدول ۳. طیف فازی مثلثی و عبارات کلامی متناظر

طیف	عبارات کلامی	عدد فازی متناظر
۱	ترجیح برابر	(۱،۱،۱)
۲	ترجیح کم تا متوسط	(۱/۵،۱/۵،۱)
۳	ترجیح متوسط	(۱،۲،۲)
۴	ترجیح متوسط تا زیاد	(۳،۳/۵،۴)
۵	ترجیح زیاد	(۳،۴،۴/۵)
۶	ترجیح زیاد تا خیلی زیاد	(۳،۴/۵،۵)
۷	ترجیح خیلی زیاد	(۵،۵/۵،۶)
۸	ترجیح خیلی زیاد تا کاملا زیاد	(۵،۶،۷)
۹	ترجیح کاملا زیاد	(۵،۷،۹)

ماخذ: Jeganathan, 2003

۵. یافته‌های پژوهش

با توجه به مدل پژوهش، شاخص‌های موثر به صورت پرسشنامه در اختیار ۲۰ نفر از بهره‌وران اعم از اساتید دانشگاهی، متخصصان امر و مدیران دستگاه‌های اجرایی مربوطه قرار گرفت. در همین راستا نیز هنگام تکمیل پرسشنامه با ارائه یک برگه دستورالعمل به اعضای نمونه آماری، آموزش لازم و کافی داده شد و پژوهشگر خود جهت رفع هرگونه ابهام احتمالی حضور میدانی داشته است که ۹۲ درصد از اعضای این نمونه مردان، ۸۳ درصد بالای ۳۰ سال سن، ۹۲ درصد دارای تحصیلات لیسانس و بالاتر و همچنین ۵۹ درصد دارای تجربه کاری بیش از ۱۰ سال هستند. در این راستا از خبرگان خواسته شده است که درجه اهمیت معیارها و زیرمعیارهای مربوط به ارزیابی میزان توسعه‌یافتگی مبتنی بر زیرساخت اقتصادی استان مازندران را بر اساس طیف ۱ (ترجیح برابر) تا ۹ (ترجیح کاملا زیاد) مشخص کنند.

جدول (۴)، بیانگر مقایسات زوجی صورت گرفته با استفاده از اعداد فازی متناظر با عبارات کلامی به‌کار گرفته شده در پرسشنامه است که با استفاده از روش گوگوس و بوچر[1]، نرخ سازگاری در قضاوت‌ها نیز محاسبه شد که بیانگر مطلوبیت قضاوت‌ها بوده است. همان‌گونه که در جدول مقایسات زوجی (۴) مشاهده می‌شود، نرخ ناسازگاری‌ها کمتر از ۰/۱ بودند؛ بنابراین، ماتریس فازی سازگار است و این به معنای ارزیابی و تحلیل صحیح بهره‌وران در ارزش‌گذاری و مقایسه زوجی میان معیارها و زیرمعیارهای اصلی است.

همان‌گونه که در جدول مقایسات زوجی مدل تحلیل سلسله مراتبی (جدول (۴)) مشاهده می‌شود، نرخ‌های ناسازگاری کمتر از ۰/۱ بودند؛ بنابراین، ماتریس فازی سازگار است و این به معنای ارزیابی صحیح متخصصین و خبرگان در ارزش‌گذاری و مقایسه زوجی میان معیارهای اصلی است. اظهارنظرهای کلامی پاسخگویان نمونه آماری در مورد معیارها و زیرمعیارهای پژوهش که براساس طیف ۹ گزینه‌ای جمع‌آوری شده‌اند با استفاده از میانگین هندسی دیدگاه بهره‌وران تجمیع و به اعداد فازی مثلثی تبدیل شده است. بنابراین، به دلیل حجیم بودن محاسبات فقط نتایج و یافته‌های حاصل از اوزان نهایی هر یک از زیرمعیارها ارائه می‌شود. با مشخص‌شدن وزن معیارها و زیرمعیارها وزن نهایی یا جامع زیرمعیارها نسبت به هم محاسبه می‌شود که برای این منظور وزن شاخص‌های اصلی در وزن نسبی زیرمعیارهای مربوطه به آن معیار ضرب می‌شود. وزن جامع زیرمعیارها مبنای تهیه نقشه‌های مربوطه است.

1. Gogus, O. & Boucher, T.

جدول ٤. مقایسات زوجی مدل تحلیل سلسله مراتبی

A	مقایسه زوجی زیرمعیارهای حمل‌ونقل				
زیرمعیار	زمینی	هوایی	دریایی		
شناسه	A1	A3	A2		
وزن	۰/۷۴	۰/۱۹	۰/۰۷		
A1	مقایسه زوجی زیرمعیار زمینی				
زیرمعیار	راه آهن	بزرگراه	راه اصلی	راه فرعی	
شناسه	A11	A12	A13	A14	
وزن	۰/۴۱	۰/۴۱	۰/۱۱	۰/۰۵	
A2	مقایسه زوجی زیرمعیار دریایی				
زیرمعیار	بندر سطح یک	بندر سطح دو	بندر سطح سه		
شناسه	A21	A22	A23		
وزن	۰/۷۰	۰/۲۱	۰/۰۹		
A3	مقایسه زوجی زیرمعیار هوایی				
زیرمعیار	فرودگاه بین المللی		فرودگاه داخلی		
شناسه	A۳۱		A۳۲		
وزن	۰/۶۶		۰/۳۴		
B	مقایسه زوجی زیرمعیارهای انرژی				
زیرمعیار	گاز	برق	نفت	آب	
شناسه	B1	B2	B3	B4	
وزن	۰/۵۹	۰/۳۴	۰/۰۶	۰/۳۴	
C	مقایسه زوجی زیرمعیارهای فناوری اطلاعات و ارتباطات				
معیارها	تلویزیون	اینترنت	رادیو		
شناسه	C1	C2	C3		
وزن	۰/۴۴	۰/۳۸	۰/۱۶		
G	معیارهای ارزیابی پتانسیل توسعه منطقه ای مبتنی بر زیرساخت اقتصادی				
معیارها	حمل‌ونقل		انرژی	فناوری اطلاعات و ارتباطات	
شناسه	A		B	C	
وزن	۰/۵۸		۰/۱۲	۰/۰۷	

CR_g= 0/075
CR_m= 0/065

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٦. وزن نهایی شاخص‌های ارزیابی میزان توسعه‌یافتگی استان مازندران مبتنی بر زیرساخت اقتصادی

معیار	وزن نسبی	زیرمعیار	وزن نسبی	لایه‌های اطلاعاتی	وزن نسبی	وزن نهایی
حمل‌ونقل	۰/۵۸	زمینی	۰/۷۴	راه آهن	۰/۴۱	۰/۱۷۵۹
				بزرگراه	۰/۴۱	۰/۱۷۵۹
				راه اصلی	۰/۱۱	۰/۰۴۷۲
				راه فرعی	۰/۰۵	۰/۰۲۱۴
		دریایی	۰/۰۷	بندر درجه ۱	۰/۷۰	۰/۰۲۸۴
				بندر درجه ۲	۰/۲۱	۰/۰۰۸۵
				بندر درجه ۳	۰/۰۹	۰/۰۰۳۶
		هوایی	۰/۱۹	بین المللی	۰/۶۶	۰/۰۷۲۷
				داخلی	۰/۳۳	۰/۰۳۶۳
انرژی	۰/۱۲	--	--	خط انتقال نفت	۰/۰۶	۰/۰۰۷۲
				خط انتقال گاز	۰/۵۹	۰/۰۷۰۸
				خط انتقال برق	۰/۳۴	۰/۰۴۰۸
				خط انتقال آب	۰/۳۴	۰/۰۴۰۸
فناوری اطلاعات و ارتباطات	۰/۰۷	--	--	رادیو	۰/۱۶	۰/۰۱۱۲
				تلویزیون	۰/۴۴	۰/۰۳۰۸
				اینترنت	۰/۳۸	۰/۰۲۶۶

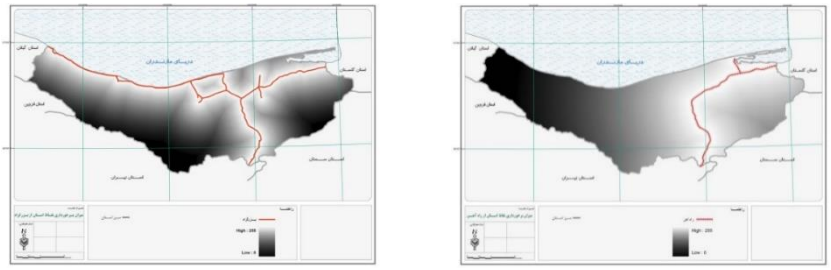
ماخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور فازی‌سازی و تهیه نقشه نهایی ابتدا باید لایه‌های وکتوری در محیط سیستم اطلاعات مکانی[1] به فرمت رستری تغییر داده شود. از این رو، لایه‌های خطی (راه‌آهن، بزرگراه، راه اصلی، راه فرعی، خطوط انتقال آب، گاز، نفت، برق)، لایه‌های نقطه‌ای (بنادر درجه ۱، ۲ و ۳، فرودگاه‌های بین‌المللی و داخلی، سطح نفوذ اینترنت) و لایه‌های پهنه‌ای (سطح نفوذ رادیو و تلویزیون) به ترتیب با استفاده از توابع تراکم[2]، درون‌یابی[3] و عارضه به رستر[4] به لایه‌های رستری تبدیل شده‌اند. با توجه به جدول (۶)، نقشه لایه‌های اطلاعاتی راه‌آهن، بزرگراه، راه اصلی، راه فرعی (مرتبط با زیرمعیار زمینی) و بنادر درجه ۱، ۲ و ۳ (مرتبط با زیر لایه دریایی) و فرودگاه‌های بین‌المللی و داخلی (مرتبط با زیرمعیار هوایی) به تناسب اوزان نهایی مربوطه تهیه و در ادامه با تلفیق لایه‌ها در محیط نرم افزار سیستم اطلاعات مکانی و با استفاده از ابزار تحلیل مکانی و دستور

1. Geographic Information System (GIS)
2. Density
3. Inverse Distance Wighted (IDW)
4. Feature to Raster

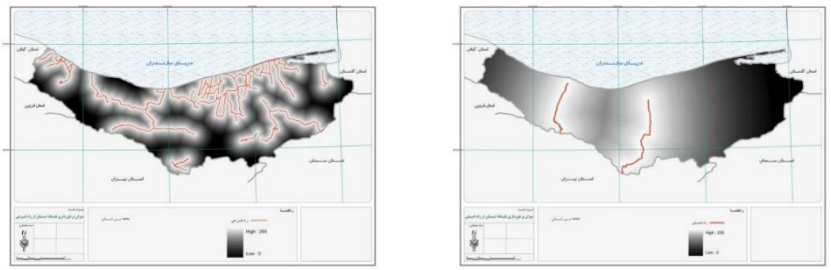
محاسبه رستری، نقشه‌های مربوط به زیرساخت زمینی، دریایی و هوایی آماده شده است (نقشه‌های (۱)، (۲) و (۳)).

نقشه ۱. سطح پوشش زیرساخت زمینی، دریایی و هوایی استان مازندران به تفکیک لایه‌ها



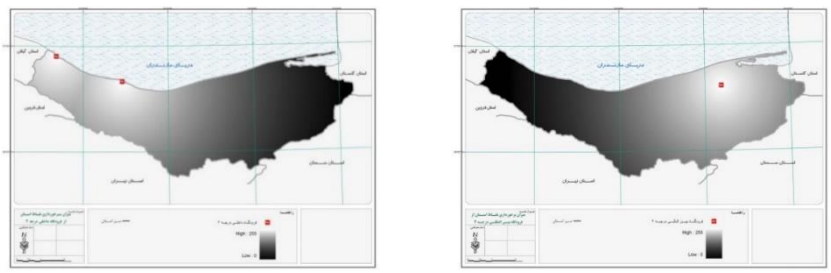
راه آهن

بزرگراه



راه اصلی

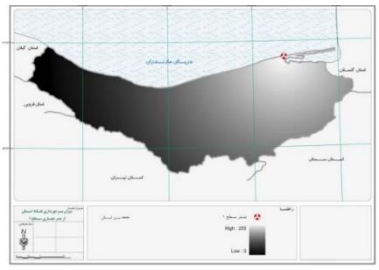
راه فرعی



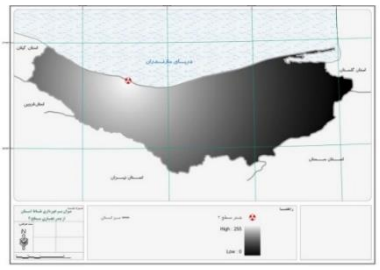
فرودگاه بین‌المللی

فرودگاه داخلی

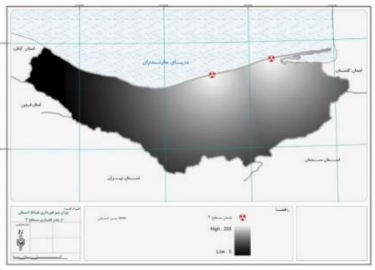
ادامه نقشه ۱.



بندر درجه یک



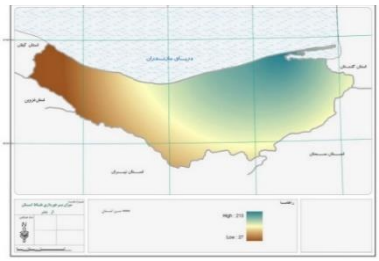
بندر درجه دو



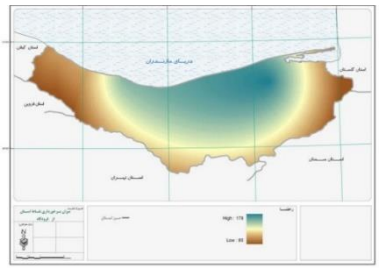
بندر درجه سه

ماخذ: طرح آمایش استان مازندران

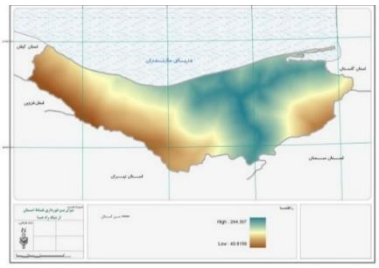
نقشه ۲. سطح پوشش زیرساخت زمینی، دریایی و هوایی استان مازندران با تلفیق لایه‌ها



دریایی



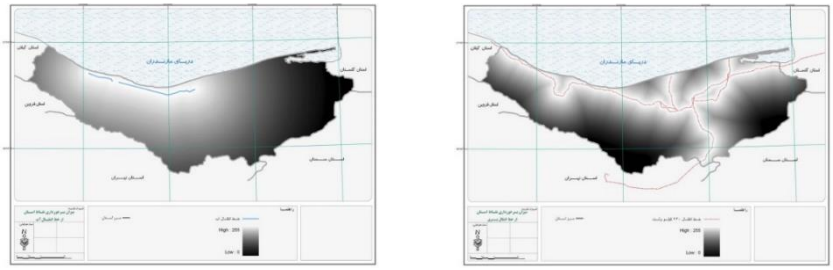
زمینی



هوایی

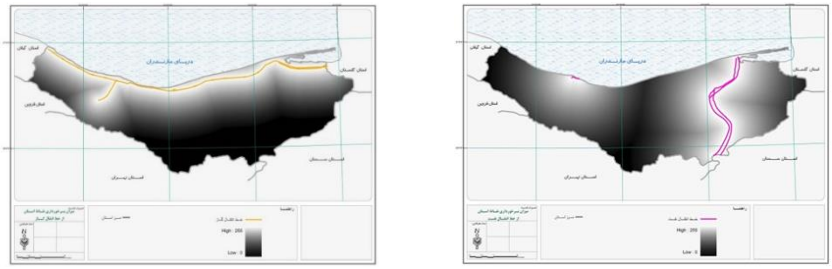
ماخذ: طرح آمایش استان مازندران

نقشه ۳. سطح پوشش زیرساخت‌های انرژی و فناوری اطلاعات و ارتباطات استان مازندران به تفکیک لایه‌ها



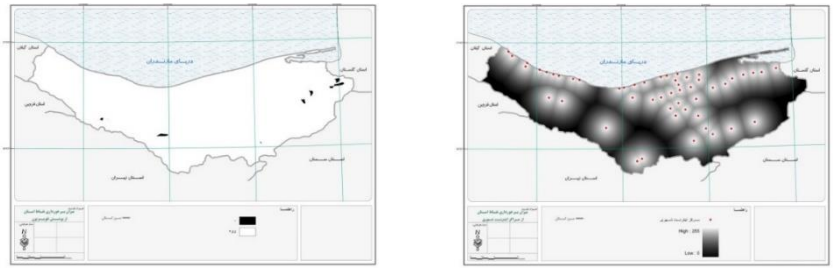
خطوط انتقال برق

خطوط انتقال آب



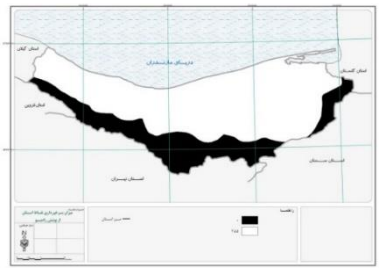
خطوط انتقال نفت

خطوط انتقال گاز



سطح نفوذ اینترنت

سطح نفوذ تلویزیون



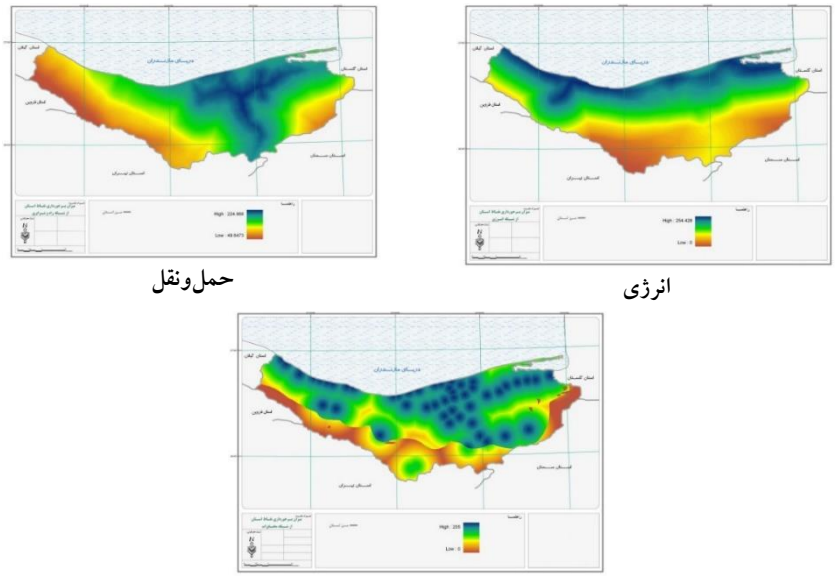
سطح نفوذ رادیو

ماخذ: طرح آمایش استان مازندران

با توجه به نقشه (۳)، لایه‌های اطلاعاتی خطوط انتقال آب، گاز، نفت، برق و سطح نفوذ اینترنت، رادیو و تلویزیون فرعی مرتبط با معیارهای انرژی و فناوری اطلاعات و ارتباطات به تناسب اوزان نهایی مربوطه تهیه شده است.

همان‌طور که پیشتر توضیح داده شد، پس از تهیه نقشه‌های فوق شاخص‌های اصلی برای تهیه نقشه حمل‌ونقل، انرژی و فناوری اطلاعات و ارتباطات فراهم شده که در نقشه (۴) با ادغام لایه‌ها در محیط سیستم اطلاعات مکانی و با استفاده از ابزار تحلیل مکانی و محاسبه رستری[1]، نقشه مورد نظر آماده شده است.

نقشه ٤. سطح پوشش زیرساخت‌های حمل‌ونقل، انرژی و فناوری اطلاعات و ارتباطات با تلفیق لایه‌ها



حمل‌ونقل — انرژی

فناوری اطلاعات و ارتباطات

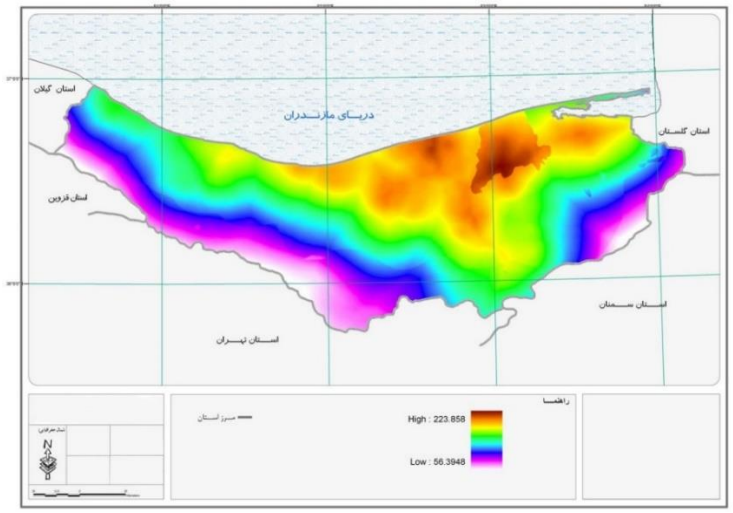
ماخذ: طرح آمایش استان مازندران

پس از مرحله فازی‌سازی، از طریق روی‌هم‌گذاری لایه‌های طبقات موثر در ارزیابی توسعه با دستور همپوشانی فازی[2] و ابزار تور ماهی[3] در نرم‌افزار سیستم اطلاعات مکانی نقشه

1. Raster Calculator
2. Fuzzy Overlay
3. Fishnet

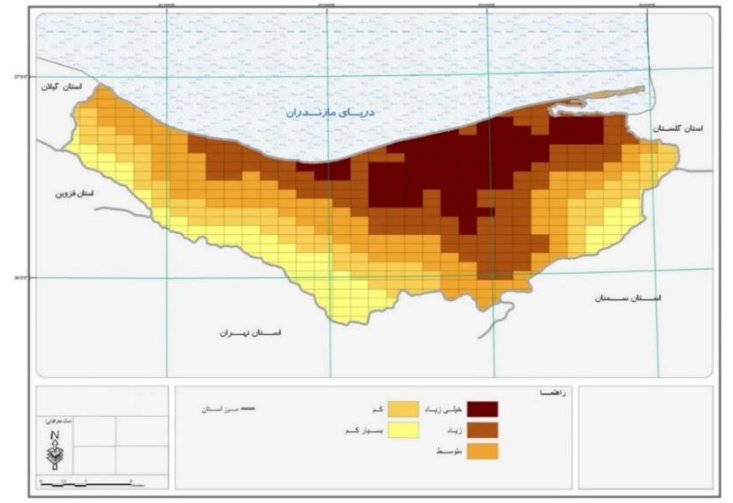
نهایی ارزیابی میزان توسعه‌یافتگی مبتنی بر زیرساخت‌های اقتصادی در استان مازندران به دست آمده است (نقشه (۵) و (۶)).

نقشه ۵. ارزیابی میزان توسعه‌یافتگی استان مازندران مبتنی زیرساخت اقتصادی



ماخذ: طرح آمایش استان مازندران

نقشه ٦. ارزیابی میزان توسعه‌یافتگی استان مازندران مبتنی زیرساخت اقتصادی با ابزار تور ماهیگیری در سیستم اطلاعات مکانی



ماخذ: طرح آمایش استان مازندران

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

با توجه به اینکه یافته‌های پژوهش براساس تحلیل شاخص‌های مستخرج از متون نظری به دست آمده است، باید اذعان داشت که این پژوهش دو محدودیت اصلی دارد؛ در وهله نخست به دلیل استفاده از محیط سیستم اطلاعات جغرافیایی جهت بررسی مکانی موضوع و عدم سهولت در دسترسی به لایه‌های جغرافیایی موجود، فرآیند انجام پژوهش با کمبود اطلاعات کافی و تاخیر زمانی مواجه شده است. همچنین پژوهش بنا بر ماهیت بین رشته‌ای بودن آن –میان برنامه‌ریزی منطقه‌ای، اقتصاد و سنجش از راه دور و سیستم اطلاعات مکانی– به لحاظ ارتباط موضوعی از پشتوانه تحقیقی کمتری برخوردار است که این مهم نیز به طور مشخص در احصاء شاخص‌های ارزیابی میزان توسعه‌یافتگی مبتنی بر زیرساخت اقتصادی بروز و ظهور بیشتری پیدا کرده است.

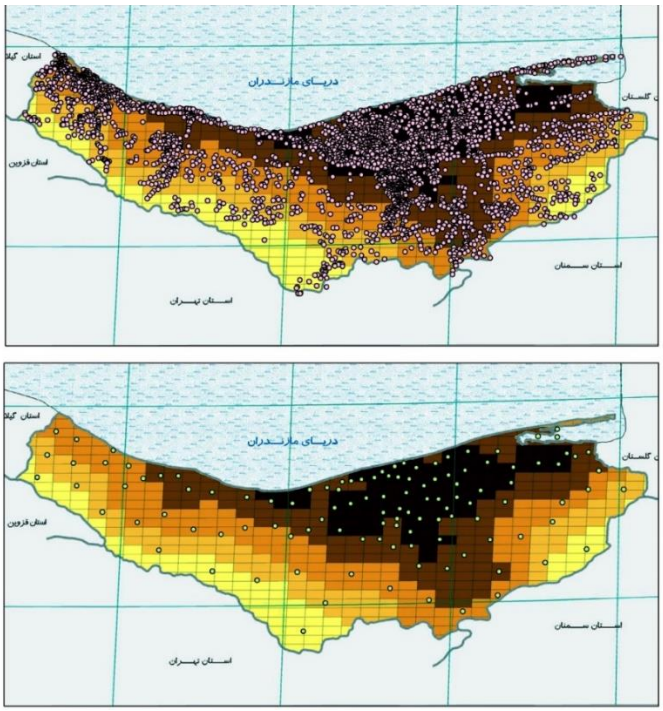
با توجه به نقشه (۶) که ارزیابی میزان توسعه‌یافتگی استان مازندران براساس برخورداری از زیرساخت اقتصادی را به نمایش می‌گذارد، می‌توان به روشنی دریافت که قسمت شمال مرکزی استان مازندران که در بخش جلگه آن واقع است از لحاظ بهره‌مندی زیرساخت اقتصادی در وضعیت بسیار خوبی قرار دارد و با توجه به قیود و محدودیت توسعه در شمال و استقرار سرتاسری غربی– شرقی رشته کوه البرز در جبهه جنوبی استان مازندران هر چه از شمال به سمت پهنه‌های جنوبی، غربی، جنوب شرقی و جنوب غربی دور شود به صورت پلکانی از میزان توسعه‌یافتگی در این زمینه نیز کاسته می‌شود. بنابراین، سکونتگاه‌های شهری و روستایی موجود در این مناطق از تسهیلات و امکانات کمتری نسب به دیگر مناطق استان برخوردار هستد.

با نگاهی کلی نسبت به نقشه نهایی و توجه به پهنه‌های پررنگ و کمرنگ در استان مازندران تفاوت تناسب میزان برخورداری میان بخش‌های غربی و شرقی به وضوح پیدا است. تراکم رنگ‌های تیره که نمایانگر برخورداری بیشتر نسبت به زیرساخت اقتصادی در کرانه‌های شرقی استان به طور گسترده مشاهده می‌شود که در مقابل آن کرانه‌های غربی با تلورانس رنگی نزولی کمبود بهره‌مندی لازم و کافی را برای این منطقه از مازندران به نمایش می‌گذارد. با استفاده از لایه مکانی نقاط سکونتگاهی استان مازندران و با کمک ابزار «انتخاب به وسیله مکان عارضه[1]» نقشه (۷) تولید شده که با توجه به این نقشه، پژوهش حاضر به یافته

1. Select by location

جدیدی در این خصوص رسیده است که میزان ۴۹/۰۱ درصد از شهرهای استان و به عبارتی ۲۵ شهر از میان ۵۱ شهر موجود در پهنه پررنگ که میزان برخورداری خیلی زیاد را به خود اختصاص داده است، قرار دارند و ۱۴ شهر معادل ۲۷ درصد از شهرهای استان نیز در سطح متوسط و متوسط به بالا جای گرفته‌اند. در این میان نیز ۲۳ درصد؛ یعنی ۱۲ شهر استان مازندران از امکانات کم و بسیار کم در برخورداری از زیرساخت اقتصادی رنج می‌برند. همچنین با توجه به نقشه (۷)، ۱۱۹۱ روستا برابر ۳۹ درصد از روستاهای مازندران در پهنه پررنگ متراکم شده‌اند که نمایان‌گر برخورداری «خیلی زیاد» این سکونتگاه‌ها نسبت به دیگر روستاهای استان است. در مقابل این آمار، ۸۵۴ نقطه یا به عبارتی ۲۸ درصد روستاها در مناطق به نسبت مناسب و سایر نقاط روستایی نیز که بیشتر در دامنه رشته کوه البرز قرار دارند و ۳۳ درصد از سهم روستاها را به خود اختصاص می‌دهند در نامناسب‌ترین وضعیت ممکن در میزان بهره‌مندی از زیرساخت‌ها قرار دارند.

نقشه ۷. میزان برخورداری سکونتگاه‌های شهری و روستایی استان مازندران نسبت به زیرساخت اقتصادی



ماخذ: طرح آمایش استان مازندران

باید اشاره داشت که گسترش زیرساخت‌های استان مازندران در تناسب با قواره فیزیکی آن به صورت نامتعادل و براساس تراکم جمعیت و پراکنش سکونتگاه‌های شهری و روستایی تقریبا به شکل متعادل‌تری توسعه پیدا کرده است. این در حالی است که پتانسیل‌های توسعه در مناطق غربی و کوهپایه‌ای استان مازندران به صورت بالقوه بالا است و با بسط این زیرساخت به مناطق بیان شده، علاوه بر کاهش بار جمعیتی در نواحی مرکزی، می‌توان شرایط مناسب‌تری برای گسترش فعالیت‌های وابسته به زیرساخت اقتصادی و توسعه منطقه ای استان مازندران در دیگر نواحی ایجاد کرد که این پژوهش در همین راستا سه پیشنهاد را مطرح می‌کند:

۱- با توجه به توزیع فضایی نابرابر زیرساخت اقتصادی، ضروری است مناطق کم و بسیار کم‌برخوردار از لحاظ دسترسی به زیرساخت‌های اقتصادی در سیاست‌گذاری‌های ملی و منطقه‌ای مورد توجه بیشتری قرار گیرد. از آن رو، باید سعی شود فاصله توسعه زیرساخت اقتصادی در پهنه‌های غرب، جنوب، جنوب غربی و جنوب شرقی با دیگر زون‌های سکونتی استان مازندران کاهش یابد.

۲- با توجه به تراکم بالای سکونتگاه‌های روستایی در غرب استان مازندران و عدم تناسب فضایی میان پراکنش روستاها و توزیع زیرساخت اقتصادی -فناوری اطلاعات و ارتباطات، حمل‌ونقل و انرژی- باید در سیاست‌های کلان توسعه منطقه‌ای به بخش‌های عقب مانده، توجه بیشتری شود. به عبارت دیگر، با توجه به خلاهای موجود و درعین حال پتانسیل‌های توسعه منطقه‌ای از نقاط قوت سکونتگاه‌ها برای کاهش ضعف آن‌ها استفاده شود.

۳- با توجه به تفاوت محسوس میان چهار شهر بزرگ آمل، بابل، قائمشهر و ساری با دیگر شهرهای میانی و کوچک استان مازندران در نحوه برخورداری از زیرساخت اقتصادی نیاز است با استفاده از برنامه‌ریزی فضایی در سطح منطقه‌ای و با استفاده مطلوب و پایدار از قابلیت‌های مناطق، آن‌ها را به موزاییک ملی و منطقه‌ای توسعه مبدل کرد. در این رابطه، بیش از گذشته توجه به مضامین آمایش سرزمین و آمایش مناطق ضروری است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Morteza Ghasemi https://orcid.org/0000-0001-8755-8442

منابع

خواجه شاهکوهی، علیرضا. (۱۳۹۲). تحلیل نقش فناوری ارتباطات و اطلاعات بر کیفیت زندگی روستائیان، مطالعه موردی: روستاهای قرن آباد و اصفهانکلاته، شهر گرگان، *آمایش جغرافیایی فضا*، ۷، ۱۰۳-۱۲۰.

سالنامه آماری استان مازندران. (۱۳۹۸). سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان مازندران.

سرخوش‌سرا، اسماعیل‌پور، نصراللهی، حقیقت. (۱۳۹۸). تحلیل تاثیر نفوذ اینترنت بر تجارت کالاها و خدمات ایران با شرکای تجاری: رویکرد رگرسیون فازی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸۲، ۱۷۳-۲۱۶.

سلطانی، علی و فلاح منشادی، افروز. (۱۳۹۲). یکپارچه‌سازی سیستم حمل‌ونقل راهکاری در جهت دستیابی به حمل‌ونقل پایدار، مطالعه موردی: کلانشهر شیراز، *مطالعات شهری*، ۵، ۴۷-۶۰.

طرح آمایش استان مازندران. (۱۳۹۴). شرکت مهندسی مشاور مازند طرح.

عباسی‌کسبی، هادی و سلطانی، ایرج. (۱۳۹۳). بررسی و اولویت بندی عوامل موثر بر کاهش شکاف دیجیتالی در ایران با تاکید بر نقش دفاتر ICT روستایی، (مورد مطالعه: روستاهای استان قم)، *مطالعات رسانه‌ای*، ۲۶، ۶۹-۸۰

References

Abbasi Kasbi, H. & Soltani, I. (2013). Investigating and prioritizing effective factors on reducing the digital divide in Iran with emphasis on the role of rural ICT offices, (case study: villages of Qom province), Media Studies, *(26)*, 69-80. [In Persian]

Asif, M.,Muneer,T.(2007).Energy supply,it sdem& & security issues for developed & emerging economies. *Renew. Sustain. Energy Rev.*(*11)*,1388–1413.

Baldwin J. R., & Dixon, J. (2008). Infrastructure capital: what is it? where is it? how much of it is there? *Research Paper Research Paper Series* (*16*). 49-65.

Banyte, J. (2008). Conceptions & methods of marketing within dynamic business environment. *InzinerineEkonomika-Engineering Economics*, (*1*), 7-8.

Bristow, A. L., & Nellthorp, J. (2000). Transport project appraisal in the European Union. *Journal of the World Conference on Transport Research Society*, (*1*). 78-93.

Brown, C. E. (2002). World Primary Energy Overview. In *World Energy Resources* (pp. 61-81). Springer, Berlin, Heidelberg.

Burinskiene, M., & Rudzkiene, V. (2009).Future insights, scenarios & expert method application in sustainable territorial planning. Ukioekonominisirtechnologinisvystymas-Technological & Economic Development of Economy, (*1*), 16-35.

Castells, M. (2001) The Internet Galaxy. Reflections on the Internet, Business, Society, (Oxford, University Press).

Faruque, H., (2019). Sustainable design & build; building, energy, roads, bridges, water & sewer systems. Chapter Seven - Best Management Practices, (*13*). 419-431.

Fourie, J. (2006). Economic infrastructure: a review of definitions, theory & empirics. *South African Journal of Economics*, (*74*), 530-556.

Grundey, D. (2008). Managing sustainable tourism in Lithuania: Dream or reality? *Technological & Economic Development of Economy*, 14(*2*), 118-129.

Halpern, N., & Bråthen, S. (2011). Impact of airports on regional accessibility & social development. *Journal of Transport Geography*, 19(*6*), 1145–1154.

Hooper, E., Peters, Sanjay, Pintus, P.A., (2017). To what extent can long-term investment in infrastructure reduce inequality? Banque de France Working Paper(*16*), No. 624.

Hutchison, R. (2010). *Studies urban of encyclopedia,* SAGE Publications. 809-828.

Hyunsoo,P., Clinton, A., (2004). City planning & energy use. Encyclopedia of Energy,(*9*), 317-330

Jeganathan, C. (2003): Development of fuzzy logic architecture to access the sustainability of the forest management. MSc. thesis. Enschede, ITC.

Khajeh Shahkuhi, A. (2012). Analysis of the role of communication and information technology on the quality of life of villagers, case study:

Kornabad and Esfahan-Kalateh villages, Gorgan city, Geographical Spatial Analysis, (*7*), 103-120. [In Persian]

Li, J., Lin, B., (2016). Inter-factor/inter-fuel substitution, carbon intensity, & energy-related CO2 reduction: empirical evidence from China. *Energy Econ.* , (*56*), 483–494.

Li, Y., Wang, G., Mclellan, B., et al., (2018). Study of the impacts of upstream natural gas market reform in China on infrastructure deployment & social welfare using an SVM-based rolling horizon stochastic game analysis. *Petroleumence*, *15 (4)*, 220–233.

Macdonald, R. (2008). An examination of public capital's role in production. research paper economic analysis (EA) Research Paper Series (50).

Martin, P., Rogers, C.A., (1995). Industrial location & public infrastructure. *J. Int. Econ.* 39 (*3-4*), 335–351.

Martinkus, B., & Lukasevicius, K. (2008). Investment environment of Lithuanian resorts: Researching national & local factors in the Palanga case. *Transformations in Business & Economics*, *7(2)*, 67-83.

Mattoon, R. H. (2004). Infrastructure & state economic development: A survey of the issues (IG). Economic Conference.

Mazandaran province spatial analysis plan. (2014). MazandTarh Consulting Engineering Company. [In Persian]

Mcgovern, M., Roberts, B., (2012). Evaluate or bear the burden: regional economic development & the roles of infrastructure investment evaluation. Queensl& University of Technology e-Print Archive *4(2)*, 52-65.

Melo, P.C., Graham, D.J., Brage-Ardao, R., (2013). The productivity of transport infrastructure investment: a meta-analysis of empirical evidence. *Reg. Sci. Urban Econ.* 39 (*1*), 695–706.

Mikhailov.L., Tsvetinov. P.(2004): Evaluation of services using a fuzzy analytic hierarchy process. Applied Soft Computing.

Molitor, G.T.T. (1999) 'The next 1000 years: The "Big Five" engines of economic growth'. in H.F. didsbury, Jr. (Ed.), frontiers of the 21st century. *Prelude to the New* Millennium (*6*),155-168. (USA, World Future Society).

Nijkamp, P. (1986). Infrastructure & regional development: A multidimensional policy analysis. *Empirical Economics* (*1*), 1-21.

Nurre,S.G.(2012). Restoring infrastructure system:an integrated network design & scheduling problem. *European Journal of Research* 223 (*4*),794-806.

Olaseni, M. & Alade, W (2012). Vision 20:2020 & the challenges of infrastructural development. *Journal of Sustainable development,* 5 (*2*), 63-66.

Ossadnik, W., & Lange, O. (1999). AHP-based evaluation of AHP-Software. *European journal of operational research*, *118*(3), 578-588.

Sahoo, S., Dhar, A., & Kar, A. (2016). Environmental vulnerability assessment using Grey Analytic Hierarchy Process-based model. *Environmental Impact Assessment Revi*ew, (*56*), 145-154.

Salisu, A. (2016). Socio-Economic infrastructure & national development: An analytical assessment from nigerian perspective. *Journal of Humanities & Social Science* (*21*), 40-46.

Scott, C. A., &Pasqualetti, M. J. (2010). Energy & water resources scarcity: Critical infrastructure for growth & economic development in Arizona & Sonora. Nat. *Resources* J., (*50*), 645.

Snieska, V., & Bruneckiene, J. (2009).Measurement of Lithuanian Regions by Regional Competitiveness Index. *Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics, (1),* 45-57.

Snieska, V., & Draksaite, A. (2007). The Role of knowledge process outsourcing in creating national competitiveness in global economy. *Inzinerine Ekonomimka-Engineering Economics, (3),* 35- 41.

Soltani, A. & Fallah Monshadi, A. (2012). Integration of transportation system as a solution to achieve sustainable transportation, case study: Shiraz metropolitan, *Urban Studies,* (*5*), 47-60. [In Persian]

Statistical yearbook of mazandaran province. (2018). Management and planning organization of Mazandaran province. [In Persian]

Sumaila,A.F.(2012). Characteristics of current transportation challenges in the federal capital territory Nigeria. *Journal of Sustainable Development*,5 (*12*), 1913-9063.

Taylor, P. (2001). Specification of the world city network. Geographical Analysis, (*33*), 181–194.

Tolga, Ethem; Demircan, Murat Levent; Kahraman, Cengiz, (2005). Operating system selection using fuzzy replacement analysis & analytic hierarchy process. *Production Economics*,(*97*), 104-122.

Tonts, M., Martinus, K., & Plummer, P. (2013). Regional development, redistribution & the extraction of mineral resources: The Western Australian Goldfields as a resource bank. *Applied Geography*, (*45*), 365–374.

World Development report (2004). Infrastructure for development. world development indicators.The World Bank, Washington D.C.

Yu, Chian-son, (2002). A GP-AHP method for solving group decision-making fuzzy AHP problems. *Computer & Operation Research*, (*29*), 48- 65.

استناد به این مقاله: قاسمی، مرتضی. (۱۴۰۱). ارزیابی میزان توسعه‌یافتگی استان مازندران مبتنی بر زیرساخت اقتصادی با استفاده از مدل تحلیل سلسله مراتبی فازی و سیستم اطلاعات مکانی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۲)، ۱۸۱-۲۱۱.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 27, Issue 92, Fall 2022, 213- 241
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2021.59405.955

ATU PRESS

Original Research Received: 28/02/2021 Accepted: 07/09/2021 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

The Impact of Exchange Rate Uncertainty and Covid-19 Pandemic on House Prices in Tehran

Mohammad Hossein Amjadi — PhD Student, Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran

Ali Reza Shakibaei* — Associate Professor, Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran

Sayyed Abdolmajid Jalaee — Professor, Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran

Abstract

The purpose of the study is to portray the effect of exchange rates, its uncertainty and covid-19 pandemic on house prices in Tehran using the monthly data from Mar, 2016 to Mar, 2021. In order to calculate the uncertainty, IGARCH model and to estimate the mean equation, the ARDL method have been used. According to research results, the effect of exchange rate and exchange rate uncertainty index on housing prices as the objectives of this study, are positive and significant. Accordingly, a 100% increase in the exchange rate and the exchange rate uncertainty index will cause a 14% and 6% increase in housing prices in Tehran, respectively. Therefore, any action that reduces uncertainty in the future situation of the foreign exchange market can be effective in reducing the negative effects on housing supply and demand. Also, the results of model estimation show that the outbreak of Corona virus has acted as a shock and increased housing prices in Tehran.

Keywords: Exchange Rate Uncertainty, Covid-19 Pandemic, House Prices, Tehran City.

JEL Classification: F31 , R31 ,O18.

- This paper is extracted from PhD thesis at Shahid Bahonar University.

* Corresponding Author: Ashakibai@uk.ac.ir

How to Cite: Amjadi, M. H., Shakibaei, A. R., Jalaee, S. A. (2022). The Impact of Exchange Rate Uncertainty and Covid-19 Pandemic on House Prices in Tehran. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (92),* 213- 241.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۶

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۲، پاییز ۱۴۰۱، ۲۱۳-۲۴۱

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2021.59405.955

تاثیر نرخ ارز، نااطمینانی نرخ ارز و پاندمی کووید ۱۹ بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر تهران)

محمد حسین امجدی | دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران

علیرضا شکیبایی * | دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران

سید عبدالمجید جلایی | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران

چکیده

طی سال‌های اخیر افزایش نرخ ارز و و وجود نااطمینانی در این نرخ مورد توجه بسیاری از برنامه‌ریزان اقتصادی بوده است. یکی از نتایج مهم نااطمینانی نرخ ارز، بی‌ثباتی در شاخص قیمت‌های داخلی است. هدف از این تحقیق بررسی تاثیر نرخ ارز و نااطمینانی آن بر قیمت مسکن شهر تهران طی فروردین ۱۳۹۵ تا اسفند ۱۳۹۹ است. گسترش آنی شیوع ویروس کرونا به کاهش شدید فعالیت‌های اقتصادی از جمله بخش مسکن منجر شده است. از این رو، اثر شیوع ویروس کرونا روی بخش مسکن نیز مورد آزمون قرار می‌گیرد. به منظور محاسبه نااطمینانی، الگوهای تغییرپذیری و برای تخمین، روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) به‌کار گرفته شده است. براساس نتایج، اثر نرخ ارز و شاخص نااطمینانی نرخ ارز بر قیمت مسکن به عنوان اهداف این مطالعه، مثبت و معنی‌دار است. بر این اساس، افزایش صددرصدی قیمت نرخ ارز و شاخص نااطمینانی نرخ ارز به ترتیب باعث افزایش ۱۴ و ۶ درصدی قیمت مسکن در شهر تهران خواهد شد. بنابراین، هر اقدامی که نااطمینانی در وضعیت آتی بازار ارز را کاهش دهد، می‌تواند بر کاهش اثرات منفی در عرضه و تقاضای مسکن موثر باشد. همچنین نتایج برآورد الگو نشان می‌دهد شیوع ویروس کرونا همانند یک شوک عمل کرده و باعث افزایش قیمت مسکن در شهر تهران شده است.

کلیدواژه‌ها: نااطمینانی نرخ ارز، قیمت مسکن، پاندمی کوید ۱۹، شهر تهران.

طبقه‌بندی JEL: F31 , R31 ,O18.

- مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان است.

* نویسنده مسئول: Ashakibai@uk.ac.ir

۱. مقدمه

بخش مسکن یکی از بخش‌های با پتانسیل بالا برای رشد و حرکت اقتصادی کشور است. مطالعات نشان می‌دهد تحریک بخش مسکن می‌تواند موجب تغییرات قابل توجهی در کل اقتصاد کشور شود، زیرا بخش مسکن شاخص‌های پیوند پیشین و پسین بزرگی با صنایع و فعالیت‌های دیگر دارد. از این رو، اتخاذ راهکارهای رونق بخشی به صنعت مسکن همراه با سیاست‌های حمایتی دولت در نهایت منجر به تحریک و رونق بخشیدن و رشد سایر بخش‌ها می‌شود. علاوه بر این، کفایت دانش و فناوری‌های داخلی در ساخت مسکن و تنوع و فراوانی مصالح تولید داخلی، این بخش را به یک بخش مستقل تبدیل کرده که می‌توان به صورت پیشران در صف اول تولید و کمک به حرکت سایر صنایع، افزایش اشتغال و کمک به نیروی کار و اقتصاد خانوارها و در نهایت رشد اقتصادی کشور شود.

مسکن گران‌ترین کالایی است که یک خانوار در طول دوران زندگی خود خریداری می‌کند. برای بخش عمده‌ای از خانوارها خرید مسکن نیاز به چندین سال برنامه‌ریزی و پس‌انداز قابل توجهی از درآمد دارد. بر اساس گزارش وزارت مسکن و شهرسازی آمریکا، خانواده‌هایی که بیش از ۳۰ درصد از درآمد خود را برای مسکن پرداخت می‌کنند، هزینه‌های سنگین دارند و ممکن است در دسترسی به غذا، لباس، حمل‌ونقل و مراقبت‌های پزشکی با مشکل مواجه شوند (HUD, 2017[1]). در ایران نیز سهم هزینه‌های مسکن از کل هزینه خانوار طی سال‌های اخیر به شده افزایش یافته و به بیش از ۳۵ درصد رسیده است. این موضوع باعث شده مردم برای تامین هزینه مسکن از هزینه پوشاک و خوراک خود بکاهند (شاکری، ۱۳۹۵)

مطالعه بازار مسکن هم از جهت اینکه یک دارایی است و هم از لحاظ خدماتی که به عنوان سرپناه ارائه می‌دهد، حائز اهمیت است. با توجه به اینکه مسکن دارایی اصلی بیشتر خانوارها محسوب می‌شود، سیر صعودی قیمت مسکن بخش قابل توجهی از ثروت خانوار را نابود می‌کند. علاوه بر این، چنانچه از جنبه سرپناه به مسکن نگاه کنیم، اهمیت نوسان قیمت آن برای دولت حتی می‌تواند بیشتر باشد، زیرا نوسان‌های قیمت مسکن تهدیدی است که هدف تضمین دسترسی مردم به مسکن را با چالش مواجه می‌کند. بنابراین، دولت‌ها در اتخاذ تصمیمات و سیاست‌ها باید توجه ویژه به روندهای نامتعارف در قیمت مسکن و علل

1. Housing & Urban Development (HUD)

ایجاد آن داشته باشند. این مساله در ایران از اهمیت بالایی برخوردار است، چراکه دولت همواره در بازار مسکن، سیاست‌گذاری‌ها و مداخلاتی به صورت مستقیم و یا غیرمستقیم داشته است (افشاری و همتی، ۱۳۹۲).

براساس مطالعات صورت گرفته، عوامل متنوعی چون قیمت نهاده‌های تولید (زمین، هزینه ساخت، دستمزد و...)، اعتبارات ساخت مسکن، فناوری ساخت، طول دوره ساخت، مقیاس تولید، سیاست‌های دولتی، انتظارات قیمت مسکن در آینده، نقدینگی و تورم، بازده دارایی‌های رقیب (طلا، ارز، بورس و ...)، تحولات جمعیتی و نااطمینانی سیاست‌ها بر قیمت مسکن اثر می‌گذارند (Jacobsen & Naug, 2005 ،Jud & Winkler, 2002 ،Bahmani-Oskooee & Ghodsi, 2017 ،Wen & Goodman, 2013 ،Johnstone & Watuwa, 2007 خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۱، موسوی و درودیان، ۱۳۹۴ و نعمتی و همکاران، ۱۳۹۸).

تاریخ اقتصادی ایران نشان داده است که تحولات جهشی قیمت مسکن، بازار سرمایه، سکه و طلا و نرخ ارز موازی با یکدیگر حرکت می‌کنند و این فرآیند به صورت ادورای تکرار می‌شود. به عبارت دیگر، ارتباط این بازارها به صورت زنجیروار بوده و علاوه بر تاثیرگذاری بر یکدیگر از هم اثرپذیر نیز هستند (هاتفی مجومرد و مهرآرا، ۱۳۹۹). از جمله بخش‌های مهم اقتصادی تاثیرپذیر از نوسانات نرخ ارز، بازار مسکن است. در یک نگاه کلان، نااطمینانی نرخ ارز[1] می‌تواند هم با منحرف کردن منابع از بازار مسکن، عرضه و تقاضای مسکن را تحت تاثیر قرار دهد و هم می‌تواند با اثراتش بر نهاده‌های تولید مسکن، قیمت تمام شده مسکن را متاثر کند. این دو اثر متضاد تغییرات نرخ ارز سبب شده است تا کارشناسان در تحلیل تاثیر این متغیر بر بازار مسکن یا دچار خطا شوند و تصویر جامع‌تر را از دست بدهند و یا با توجه به پیچیدگی‌های آن، اثراتش را چندان قابل ارزیابی ندانند.

تحولات قیمت مسکن در شهر تهران به عنوان بزرگ‌ترین شهر کشور بیشترین توجهات را به خود معطوف ساخته است. بازار مسکن تهران با معضل صعود ناگهانی و کوتاه‌مدت قیمت و توقف و ثبات نسبی قیمت‌های اسمی توام با رکود مواجه بوده است (موسوی و درودیان، ۱۳۹۴).

1. Exchange Rate Uncertainty

مقاله حاضر سعی دارد با استفاده از داده‌های ماهانه نرخ ارز از سال ۱۳۹۵ تا سال ۱۳۹۹ (۶۰ ماه)، ابتدا شاخص نااطمینانی نرخ ارز با استفاده از الگوهای تغییرپذیری محاسبه و سپس با به‌کارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده[1]، اثر نرخ ارز و نااطمینانی آن را بر قیمت مسکن شهر تهران بررسی کند. همچنین گسترش آنی شیوع ویروس کرونا در اسفندماه ۱۳۹۸ به کاهش شدید فعالیت‌های اقتصادی، تعطیلی مشاغل و کاهش تعاملات اقتصادی منجر شد که به طور مستقیم اثر خود را در کاهش ۲۴ درصدی تعداد معاملات ماهیانه شهر تهران نسبت به بهمن ماه ۱۳۹۸ و کاهش نسبت به معاملات اسفندماه ۱۳۹۷ نمایش می‌دهد. از این رو، اثر شیوع ویروس کرونا روی بخش مسکن مورد آزمون قرار می‌گیرد.

هرگونه تحولی در قیمت مسکن شهر تهران با تاخیری کوتاه و شدت کمتر، ابتدا در سایر کلان‌شهرها و سپس در سایر شهرها مشاهده می‌شود که این امر اهمیت بحث پژوهش را روشن تر می‌کند. در مجموع پژوهش حاضر درصدد پاسخگویی به سه پرسش زیر است:

۱- تاثیر نرخ ارز بر قیمت مسکن چگونه است؟

۲- تاثیر شاخص نااطمینانی نرخ ارز بر قیمت مسکن چگونه است؟

۳- آیا شیوع ویروس کرونا بر قیمت مسکن اثر داشته است؟

سازماندهی مقاله به این صورت است که پس از بیان مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری و بخش سوم پیشینه پژوهش بیان شده است. بخش چهارم به تصریح مدل اختصاص یافته است. نتایج تجربی در بخش پنجم ارائه شده‌اند و در نهایت بخش ششم به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری

نااطمینانی، اشاره به وضعیتی دارد که در آن احتمال وقوع حوادث آتی را نمی‌توان مشخص کرد یا اینکه اگر این پیشامدها مشخص و معلوم باشند، احتمال‌های مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نیست و وقتی که هر کدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید، تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل خواهد بود و از این رو، فضای نااطمینانی بر تصمیمات حاکم می‌شود (پیرایی و دادور، ۱۳۹۰). بر این اساس نااطمینانی در اقتصاد کلان

1. Autoregressive Distributed Lag Models (ARDL)

را می‌توان به ناتوانی کارگزاران در پیش‌بینی دقیق نتایج تصمیمات خود تعبیر کرد (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۴).

همان طور که بیکر و همکاران[1] (۲۰۱۳) یادآور شده‌اند در شرایط نااطمینانی، بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان درخصوص سیاست‌های مخارج، مالیات، قوانین و مقررات، نرخ‌های بهره آینده و... با نااطمینانی مواجه هستند. از این رو، تصمیم گرفتن برای بنگاه‌ها (در خصوص اخراج یا استخدام کارگران و انجام دادن پروژه‌ها) و دیگر عوامل اقتصادی پرهزینه است.

نااطمینانی در اقتصاد کلان معمولا در موارد: ۱- تورم، ۲- نرخ ارز، ۳- تولید ناخالص داخلی، ۴- رابطه مبادله و ۵- ارزش سهام قابل بررسی است (جعفری صمیمی، ۱۳۹۱). بررسی این موضوع در اقتصاد ایران به عنوان یک کشور درحال توسعه و صادرکننده نفت خام از جهات مختلف دارای اهمیت است. براساس مطالعه هیبتی و همکاران (۱۳۹۵) در بین مجموعه داده‌ها و سری‌های زمانی، نااطمینانی نرخ ارز و مخارج دولت بیشترین مقدار همبستگی را با شاخص نااطمینانی کلان داشته‌اند.

ادبیات نظری در مورد تاثیر نااطمینانی نرخ ارز بر اقتصاد هنوز هم مورد بحث و جدل بین اقتصاددانان است. کار نظری آبسفلد و روگوف[2] (۱۹۹۵) نشان می‌دهد که نااطمینانی نرخ ارز به طور قطع به طور مستقیم و غیرمستقیم به ترتیب بر خانوارها و بنگاه‌ها موثر است. تاثیرات مستقیم بر این واقعیت استوار است که خانوارها به دلیل دشواری در انعطاف‌پذیری مصرف و اوقات فراغت به نااطمینانی نرخ ارز علاقه‌ای ندارند. همچنین تاثیر غیرمستقیم فرض می‌کند که بنگاه‌ها برای جلوگیری از ریسک نرخ ارز، معمولا قیمت‌های بالاتری را به صورت حق بیمه خطر تعیین می‌کنند که ممکن است نتیجه شومی بر ثبات عمومی قیمت داشته باشد. نوسانات نرخ ارز با ایجاد عدم اطمینان در تجارت، وخیم شدن رقابت، کاهش بهره‌وری و سود و در نهایت افزایش قیمت‌های داخلی باعث کاهش سطح رشد اقتصادی خواهد شد (Eichengreen, 2008). این امر به وضوح پیامدهای سرمایه‌گذاری، رفاهی، اقتصادی و... را به همراه دارد و باید یک نگرانی سیاسی باشد.

1. Baker, S., et al.
2. Obstfeld, M. & Rogoff, k.

۲-۱. نرخ ارز و مسکن

شاخه‌ای از اقتصاد املاک و مستغلات شامل مطالعات بسیاری است که سعی در شناسایی عوامل تعیین‌کننده اصلی قیمت مسکن دارند. در حالی که نرخ وام مسکن و درآمد خانوار به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده اصلی شناسایی می‌شوند، عوامل دیگری مانند هزینه‌های ساخت‌وساز، قیمت سهام، بدهی خانوار و نااطمینانی در سیاست‌ها نیز شناسایی شده‌اند (Bahmani-Oskooeea et al, 2018). همچنین برخی مطالعات بیان می‌کنند که قیمت مسکن با قیمت سایر دارایی همراه است. به عنوان مثال، ساتون[1] (۲۰۰۲) و بوریو و مک گوایر[2] (۲۰۰۴) پیوندهای قوی بین قیمت سهام و حرکات قیمت مسکن پیدا کردند. جهت چنین پیوندی از منظر نظری، مشخص نیست، زیرا اثر جانشینی و اثر ثروت در جهت‌های متضاد هستند. علاوه بر این، انتظار می‌رود افزایش نرخ ارز تاثیر مثبتی بر قیمت‌های بازار ملک داشته باشد، به‌ویژه در بازارهایی که تقاضای قابل‌توجهی از سوی افراد غیرمقیم برای مقاصد سرمایه‌گذاری وجود دارد (Glindro et al, 2011).

رابطه بین قیمت املاک و مستغلات و نرخ ارز همیشه به دلیل نگرانی در مورد تاثیر درک نااطمینانی نرخ ارز بر قیمت کالاهای عمومی و خدمات در اقتصادهای واردات محور، موضوع مهمی بوده است. استدلال‌های مختلفی وجود دارد که در رابطه با چگونگی نااطمینانی نرخ ارز می‌تواند تاثیر بسزایی در عملکرد و سودآوری مشاغل داخلی و قیمت خانه املاک و مستغلات و درآمد احتمالی صاحبان خانه داشته باشد (Adu jack et al, 2019). نتایج مطالعه انجام شده توسط ماهالیک و مالیک[3] (۲۰۱۱) و آبلسون و همکاران[4] (۲۰۰۵) نشان می‌دهد که قیمت مسکن رابطه منفی با نرخ ارز دارد. با این حال، تعدادی از محققان نشان داده‌اند که افزایش نرخ ارز، تقاضای مسکن را افزایش خواهد داد و منجر به افزایش قیمت مسکن خواهد شد. برای مثال یانگ و ژیانگ[5] (۲۰۱۲)، یاچن و شوآی[6]

1. Sutton, G.
2. Borio, C. & McGuire, P.
3 . Mahalik, M. & Mallick, H.
4. Abelson, M., et al.
5 . Yang, L. & Zhiqiang, H.
6 . Ya-Chen, L., & Shuai, Z.

(۲۰۱۳) و گلیندرو و همکاران[1] (۲۰۱۱) دریافتند که افزایش نرخ ارز، تاثیر مثبتی بر قیمت مسکن دارد.

یکی از نکات کلیدی در تحلیل بازار مسکن، توجه به ماهیت آن به عنوان کالایی با کارکرد دوگانه (مصرفی- سرمایه ای) است؛ چراکه نحوه تخصیص ثروت افراد میان دارایی‌های مختلف، بستگی به نرخ بازدهی نسبی آنان دارد. بر این اساس برای شناخت و پیش‌بینی بازار مسکن نیاز است تا بازار دارایی‌های موازی مسکن بررسی شوند (ملکی، ۱۳۹۵). در اقتصاد ایران، نرخ ارز به عنوان یک جانشین برای بازدهی مسکن عمل می‌کند؛ به این معنی که از یک طرف با افزایش عایدی نرخ ارز و بازار ارز، مردم به داد و ستد ارز روی خواهند آورد. بنابراین، با افزایش بازدهی ارز، تقاضا برای مسکن کاهش خواهد یافت. در نتیجه این مهم، قیمت مسکن کاهش خواهد یافت. همچنین نرخ ارز می‌تواند بر هزینه کالاها و خدمات مورد نیاز ساخت مسکن نیز تاثیرگذار باشد. بدین ترتیب با افزایش نرخ ارز، هزینه ساخت مسکن افزایش خواهد یافت. در نهایت این افزایش هزینه، باعث افزایش قیمت و در نتیجه تاثیر بر دسترسی به مسکن خواهد شد. علاوه بر این، با افزایش درآمدهای ارزی، این درآمدها به سمت بازار در قالب افزایش مخارج دولت و رشد سرمایه‌گذاری، ممکن است به رونق و تورم قیمت در بازار کالاهای غیرقابل مبادله (غیرتجاری) بینجامد، چون در این شرایط به دلیل کاهش نرخ ارز و رونق واردات، به طور معمول، کالاهای قابل مبادله (تجاری) که امکان واردات از خارج دارند، افزایش قیمت نخواهند داشت و بار تورم بر دوش کالاهای غیرتجاری است. به این ترتیب، بیماری هلندی، باعث بروز تورم در بازارهایی مثل بازار مسکن می‌شود. از این رو، به واسطه آنکه بازار ارزی بر تقویت بخش غیرتجاری (بازار مسکن) و تضعیف بخش تجاری بیماری هلندی از کانال کاهش نرخ ارز انجام می‌گیرد با افزایش نرخ ارز، قیمت مسکن نیز افزایش خواهد یافت (پریور و حسنی، ۱۳۹۵). بنابراین، می‌توان گفت اثرات این بازارها روی یکدیگر نامعلوم است.

۲-۲. تاثیر شیوع کرونا بر بخش مسکن

بحران‌ها و اثرات جهانی بیماری‌های همه‌گیر به عنوان یک رویداد پیش‌بینی نشده توصیف شده است که تاثیر منفی بر توسعه بخش املاک و مستغلات، فروش املاک و مستغلات

1 . Glindro, E., et al.

موجود، برآورد هزینه‌ها، ارزش‌ها و نرخ بازده بخش املاک و مستغلات موجود به طور کلی دارد (Tanrıvermis, 2020). شیوع این ویروس هم بر عرضه مسکن و هم بر تقاضای مسکن تاثیر می‌گذارد. همچنین توقف و یا کاهش الزامی یا خودخواسته فعالیت کارگاه‌های ساختمانی در شهرها به مثابه تاخیر در تکمیل واحدهای ساختمانی و کاهش عرضه است. علاوه بر این، دشواری و محدودیت‌های تردد برون و درون‌شهری، ملاحظات سلامت نیروی انسانی و تعطیلی کسب وکارهای مرتبط نظیر بنگاه‌های معاملات ملکی، باعث کاهش تقاضای موثر خواهد بود.

دل گوادیسه و همکاران[1] (۲۰۲۰) معتقدند دو عامل وجود دارد که باید در نظر گرفته شود؛ یکی فقری که به عنوان یک نتیجه ناشی از عدم فعالیت غیرارادی برای بسیاری از بخش‌های تولیدی و تجاری ایجاد خواهد شد و دیگری، گرایش جدیدی از خانواده‌ها در آینده که پس‌انداز را برای محافظت از خود در برابر سایر مشکلات آینده در اولویت قرار می‌دهند. این دو عامل باعث می‌شود در کوتاه مدت، تاثیر این وضعیت به سرعت در فروش مسکن و قیمت املاک و مستغلات منعکس شود. موضوع مهم در این حوزه تشدید شکاف استطاعت خانوار با پرداخت هزینه اجاره‌بهاست که به نظر، نیازمند مداخله دولت است. در همین حوزه تجارب مشابه جهانی در حمایت از مستاجران در حال افزایش است. در انگلستان با توجه به شرایط پیش آمده در اثر شیوع کرونا، صاحبخانه‌ها تا سه ماه از جواب کردن مستاجران خود منع شدند. دولت آلمان نیز درصدد کمک‌هایی ازجمله ممنوعیت اخراج مستاجران واحدهای مسکونی و تجاری در صورت عدم پرداخت اجاره است.

۳. پیشینه پژوهش

جوزف و همکاران[2] (۲۰۰۳) رابطه بین قیمت املاک و مستغلات و نرخ ارز را در مکزیک بررسی کردند. آن‌ها معتقدند که افزایش قیمت املاک و مستغلات منجر به افزایش نرخ ارز می‌شود. با این حال، با افزایش نرخ ارز، قیمت املاک بیشتر افزایش می‌یابد.

1. Del Giudice, V., et al.
2. Joseph, B., et al.

بهمنی اسکویی و وو[1] (۲۰۱۸) در تحقیق خود با استفاده از آزمون علیت گرانجر پانل چند متغیره بوت استراپ[2]، رابطه علی بین قیمت مسکن و نرخ ارز واقعی موثر در ۱۸ کشور OECD[3] را بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد در نیمی از کشورها قیمت مسکن علیت تغییرات نرخ ارز و در نیمی دیگر نرخ ارز علیت تغییرات قیمت مسکن است.

اصال[4] (۲۰۱۹) استدلال می‌کند که تعیین‌کننده مهم تقاضا و قیمت مسکن در سوئد، نرخ ارز واقعی است. بر این اساس در الگوهای استاندارد اقتصاد باز کوچک که در آن سرمایه‌گذاری خارجی نقش مهمی ایفا می‌کند (مانند سوئد)، کاهش نرخ ارز واقعی (یعنی بهبود رقابت بین‌المللی) تاثیر گسترده‌ای بر تقاضای کل دارد، موقعیت حساب جاری را بهبود می‌بخشد و می‌تواند قیمت مسکن را افزایش دهد.

پارریکار[5] (۲۰۱۹) در مقاله خود به بررسی عوامل اقتصادی بر قیمت مسکن در هند طی فصل اول ۲۰۱۰ تا فصل چهارم ۲۰۱۷ پرداخته است. بر اساس نتایج مقاله تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و تورم تاثیر مثبت قوی و نرخ بهره اثر منفی ضعیف بر شاخص قیمت مسکن دارند.

کاغذیان و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن در ایران طی دوره ۲۲ سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۲ پرداخته‌اند. یافته‌های تحقیق حاکی از ارتباط معکوس و معنادار بین نوسانات نرخ ارز با میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری است. به‌عبارت دیگر، با افزایش نوسانات نرخ ارز در طول دوره تحقیق، بخش خصوصی تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری در بخش مسکن نشان داده است. بر این اساس، در دوره‌هایی که نوسان نرخ ارز افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران بخش مسکن ترجیح دهند منابع مالی خود را صرف خرید ارز کنند. این امر نیز ممکن است ناشی از رکود احتمالی در بازار مسکن و وجود بازدهی بیشتر در بازار ارز باشد.

پریور و حسنی (۱۳۹۶) در مقاله‌ای، پویایی رابطه بین بازار مسکن، شاخص کل بازار سهام و نرخ ارز واقعی موثر در ایران را به‌صورت تجربی تحلیل می‌کند. نتایج این بررسی

1. Bahmani-Oskooeea, M. & Wu, T.
2. bootstrap multivariate panel Granger causality test
3. Organization for Economic Co-operation and Development
4. Asal, M.
5. Parrikar, J.

نشان می‌دهد، هر یک از بازارها از یکدیگر مستقل نیستند و نوسانات در یک بازار، علاوه بر اثرگذاری بر خود آن بازار، بر دیگر بازارها نیز تاثیر می‌گذارد.

نعمتی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه خود، عوامل موثر بر قیمت مسکن طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۶ را در شرایط عدم اطمینانی مدل و با رهیافت BACE، مورد شناسایی و تخمین قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد رشد جمعیت شهری، درآمد خانوارها، نرخ بیکاری، متوسط هزینه یک مترمربع بنا، تورم انتظاری، نابرابری درآمد، رشد درآمدهای نفتی، نقدینگی و نرخ ارز موثرترین متغیرها در الگوی قیمت مسکن ایران هستند.

هاتفی مجومرد و مهرآرا (۱۳۹۹) در پژوهش خود به بررسی مهاجرت حباب میان بازارهای ارز و مسکن در کشور ایران با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۶۱-۱۳۹۶ پرداخته‌اند. براساس نتایج مقاله به نظر می‌رسد در شرایط محدودیت‌های ارزی احتمال ایجاد حباب ارز و مهاجرت آن به بازار مسکن و بر عکس بالا است.

نوع تاثیر پاندمی‌ها و یا شرایط اضطراری بهداشتی در بازارهای مسکن موضوعی مبهم است و تعداد کمی از مطالعات خاص در این حوزه یافت می‌شود. در سال ۲۰۲۰ موسسه تحقیقات اقتصادی زیللوو[1] (۲۰۲۰) در گزارشی با عنوان اطلاعات از پاندمی‌های گذشته و آنچه می‌توانیم یاد بگیریم، منتشر کرد. این موسسه به عنوان ورودی‌های الگوی خود، تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری، قیمت املاک و مستغلات مسکونی و معاملات املاک و مستغلات را در نظر گرفته است. یافته‌های این موسسه درخصوص اپیدمی سارس[2] در هنگ‌کنگ نشان‌دهنده کاهش ۱/۷۵ درصدی تولید ناخالص داخلی، افزایش ۱/۳ درصدی نرخ بیکاری، کاهش ۱/۹ درصدی قیمت مسکن و کاهش ۳۳ درصدی تعداد معاملات در طول دوره اپیدمی است.

دل گوادیسه و همکاران[3] (۲۰۲۰) با تمرکز بر بیکاری، درآمد خانوار و وقفه قیمت املاک و مستغلات، اثرات کوتاه و میان مدت کووید ۱۹ را بر قیمت مسکن در منطقه کامپانیا[4] بررسی کرده‌اند. نتایج الگو حاکی از افت قیمت مسکن در کوتاه‌مدت ۴/۱۶ درصد و در میان‌مدت ۶/۴۹ درصد (اواخر سال ۲۰۲۰ تا اوایل سال ۲۰۲۱) است.

---

1. Zillow Economic Research
2 . Sars Virus
3 . Del Giudice, V., et al.
4. Campania Region

لی یو و سو[1] (۲۰۲۰) از اطلاعات مسکن برای بررسی تاثیر همه‌گیری کووید ۱۹ در تقاضای مکانی مسکن در ایالات متحده استفاده می‌کنند. نتایج مقاله نشان می‌دهد که بیماری همه‌گیر منجر به کاهش بیشتر تقاضای مسکن در محله‌هایی با تراکم جمعیت بالا شده است. همچنین محلات با قیمت بالای مسکن کاهش بیشتری در تقاضای مسکن را شاهد هستند.

بررسی مطالعات داخلی نشان می‌دهد تاکنون مطالعه‌ای درخصوص تاثیر نااطمینانی نرخ ارز بر قیمت مسکن انجام نشده است. از این رو، این مقاله می‌تواند شکاف موجود در این خصوص را جبران کند. همچنین با توجه به نو بودن پدیده کرونا، مطالعات انگشت شماری تاکنون درخصوص تاثیر این پدیده بر متغیرهای اقتصادی در ایران انجام شده است؛ بنابراین این مقاله از این نظر نیز بدیع است.

٤. تصریح مدل

با توجه به مطالعات صورت گرفته و همچنین اطلاعات ماهانه در دسترس در این تحقیق الگوی ارائه شده در رابطه (۱) تصریح شده است.

$$lnHP_t = \beta_0 + \beta_1 lnLP_t + \beta_2 lnEX_t + \beta_2 lnVOLEX_t + \beta_3 lnH_t + \beta_3 COVID19_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، LnPH لگاریتم قیمت مسکن شهر تهران، lnLP لگاریتم قیمت زمین شهری، lnEX لگاریتم نرخ ارز در بازار آزاد، lnVOLEX لگاریتم شاخص نااطمینانی نرخ ارز، lnH لگاریتم تعداد معاملات و COVID19 متغیر مجازی شیوع ویروس کرونا است که برای دوره قبل از اسفند ۱۳۹۹ مقدار صفر و برای دوره بعد از آن یک است. ε نیز جمله خطا است.[2] داده‌ها به صورت ماهانه و از فروردین ۱۳۹۵ تا اسفند ۱۳۹۹ (۶۰ ماه) است. اطلاعات مورد نیاز از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج شده است. به منظور محاسبه نااطمینانی، الگوهای تغییرپذیری و برای تخمین، روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده به‌کار گرفته شده است.

---

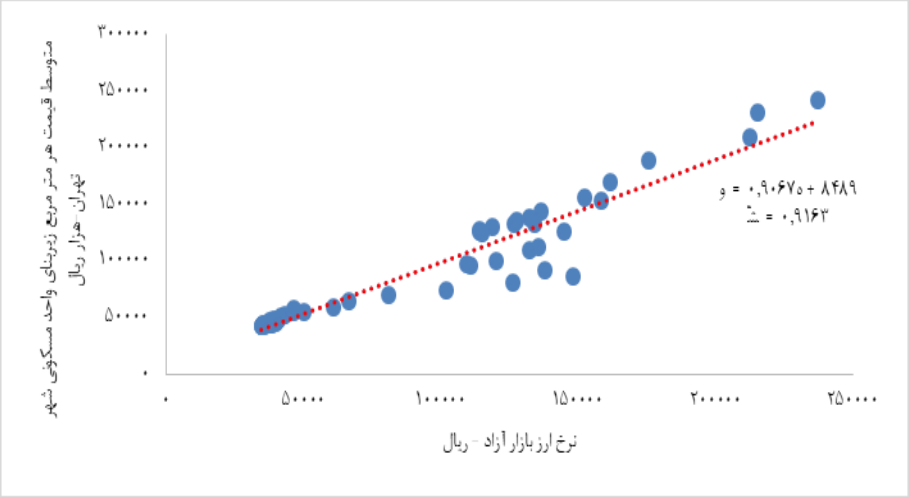
1. Liu, S., & Su, Y.

۲. در ادبیات اقتصاد مسکن عوامل زیادی بر قیمت مسکن تاثیر دارند، اما با توجه به اینکه تمرکز این مقاله بر تاثیر نرخ ارز و نا اطمینانی‌های آن است و همچنین نبود داده‌های ماهانه برای بسیاری از متغیرها در این مدل فقط از متغیر قیمت زمین و تعداد معاملات به عنوان متغیر کنترل استفاده شده است.

۵. یافته‌های پژوهش

براساس نتایج سرشماری ۱۳۹۵، جمعیت شهر تهران ۸/۷ میلیون نفر است و بیش از ۲/۹ میلیون خانوار در این شهر زندگی می‌کنند. بر این اساس تعداد مسکن در شهر تهران نیز حدود ۲/۹ میلیون است که بیانگر تناظر یک به یک با تعداد خانوار است. ۵۰ درصد از خانوارهای تهران مالک مسکن و ۴۲ درصد اجاره‌نشین هستند. آمار سال‌های اخیر قیمت مسکن در شهر تهران بیانگر شیب تند افزایش قیمت نقطه به نقطه و ماهانه مسکن است؛ به طوری که متوسط قیمت هر متر مربع زیربنای واحد مسکونی از ۴۲/۱ میلیون ریال در فرودین ۱۳۹۵ با رشد حدود ۵/۷ برابری به ۲۴۲/۸ میلیون ریال در شهریور ۱۳۹۹ رسیده است. نگاهی به مسیر حرکت نرخ ارز در بازار آزاد و قیمت مسکن نشان می‌دهد که بازار مسکن نسبت به بازار ارز در مسیر مشخصی حرکت کرده است. نمودار (۱) به خوبی هم‌حرکتی شاخص قیمت مسکن و نرخ ارز از فروردین ۱۳۹۵ تا شهریور ۱۳۹۹ را نشان می‌دهد.

نمودار ۱. پراکنش نرخ ارز بازار آزاد و متوسط قیمت هر متر مربع زیربنای واحد مسکونی شهر تهران- هزار ریال



ماخذ: داده‌های بانک مرکزی

به منظور برآورد شاخص نااطمینانی نرخ ارز، ابتدا مانایی نرخ ارز مورد بررسی قرار می‌گیرد. بسیاری از سری‌های زمانی دچار تغییر یا شکست ساختاری می‌شوند. ممکن است

یک سری زمانی مانا -که دچار تغییر ساختاری شده است- به اشتباه آن را به عنوان یک سری نامانا تصور کنیم.

زیوت و آندریو[1] روشی را برای آزمون ریشه واحد در صورت وجود شکست ساختاری ارائه می‌کنند. ویژگی مهم این روش، آن است که نیازی به تعیین نقطه شکست ساختاری نیست. این آزمون به گونه‌ای است که خود می‌تواند نقطه شکست ساختاری را تشخیص داده و براساس آن آزمون وجود ریشه واحد را انجام دهد. به همین منظور ابتدا با استفاده از آزمون زیوت و آندریو، پایایی متغیر لگاریتم نرخ ارز ارزیابی و نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و آندریو برای متغیر لگاریتم نرخ ارز

متغیر	فیلیپس-پرون (PP)		زیوت و آندریو		نتیجه
	آماره محاسباتی	P-value	آماره محاسباتی	P-value	
LnEX	-۲/۲۵	۰/٤٥	-٤/۰٥	۰/۰۰	مانا

ماخذ: یافته‌های پژوهش

سپس با توجه به شناسایی مرتبه جمعی متغیر لگاریتم نرخ ارز در ادامه الگوی میانگین متحرک هم جمع خودرگرسیونی ARMA برای نرخ ارز با استفاده از روش باکس-جنکینز[2] شناسایی و نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج تخمین با استفاده از روش باکس- جنکینز

متغیر	ضریب	P-value
C	۱۱/٤۳	۰/۰۰
AR(1)	۱/۲۳	۰/۰۰
AR(2)	-۰/۳۳	۰/۰٥
MA(1)	۰/۳٥	۰/۰٤
SIGMASQ	۰/۰۰٤	۰/۰۰
F=1411.6 (0.00)	DW=۱/۹۹	$\bar{R}^2$ = ۰/۹۹

ماخذ: یافته‌های پژوهش

1. Zivot. E. & Andrew, D.
2. Box-Jenkins

برای تشخیص صحت الگوی برآورد شده با استفاده از آزمون زیوت و آندریو، پایایی پسماندهای الگوی مورد نظر آزمون برابر (۰/۰۰) ۹/۱۷- بود که نشان‌دهنده پایایی پسماندهای الگوست. بنابراین، صحت الگوی برآورد شده، تایید می‌شود. در ادامه واریانس ناهمسانی پسمانده‌های الگوی AR با استفاده از آزمون واریانس ناهمسانی ARCH بررسی و نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی برای پسماندهای الگوی AR

آزمون	آماره محاسباتی	P-value
F-Statistic	٦/٧٢	۰/۰۱
Obs*R-Squared	٦/٢٣	۰/۰۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون، واریانس ناهمسانی پسماندهای الگوی مورد بررسی قابل قبول است و بر اساس آن، وجود اثرات ARCH در این الگو رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، واریانس متغیر مورد نظر نمی‌تواند ثابت باشد. از این رو، با استفاده از معیار شوارتز، الگوی ARMA (2,1) /IGARCH(1,1) انتخاب می‌شود که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ٤. نتایج برآورد الگوی ARMA (2,1) /IGARCH(1,1) برای نرخ ارز

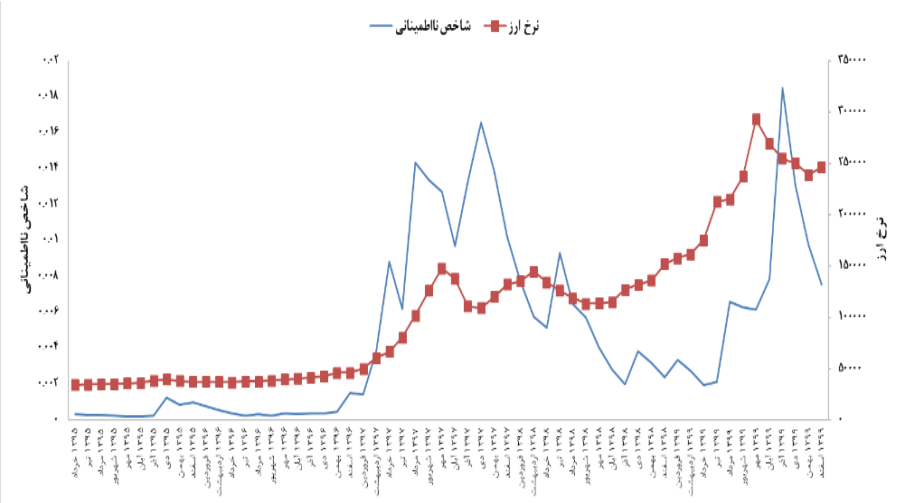
شرح	متغیر	ضریب	آماره آزمون	P-value
معادله واریانس	RESID(-۱)^۲	۰/۳۰	۳/۸۲	۰/۰۰
	GARCH(-۱)	۰/٦۹	۸/۷۳	۰/۰۰
	likelihood=۷٦/٤٥	DW=۱,۹٤	$\bar{R}^2 = ۰/۹۹$	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به معناداری ضرایب متغیرهای الگوی مورد نظر با استفاده از انحراف معیار این الگو، نوسان‌های نرخ ارز محاسبه شده است. بعد از تخمین الگو نرخ ارز سری واریانس جملات اخلال الگو را می‌سازیم که از آن به عنوان سری زمانی شاخص نااطمینانی نرخ ارز، استفاده می‌کنیم. نمودار (۲) برآورد شاخص نااطمینانی نرخ ارز را نشان می‌دهد. همانطور

که در نمودار نشان داده شده است، بیشترین نااطمینانی در ماه‌های میانی سال ۱۳۹۷ و سال ۱۳۹۹ است. در سال ۱۳۹۷ شدت گرفتن تهدیدها و فشارهای اقتصادی سیاسی دولت و وزارت خزانه‌داری آمریکا و خروج از برجام (اردیبهشت ۱۳۹۷) باعث شد پتانسیل انباشته شده تورم از حالت بالقوه به حالت بالفعل تبدیل شود. در واقع تقاضا برای ارز خارجی با تورمی که در ۵ سال انباشته شده بود، افزایش یافت که باعث افزایش قیمت آن شد؛ به طوری که در مهر سال ۱۳۹۷ قیمت دلار بین ۱۴۵ هزار ریال تا ۱۸۵ هزار ریال در نوسان بوده است. در نیمه سال ۱۳۹۹ نیز هر چقدر بازار به انتخابات ریاست جمهوری آمریکا نزدیک‌تر شد، خریدها احتیاطی بیشتر و بیشتر شد. شدت افزایش خریدها به اندازه‌ای بود که بازار طی دو ماه، دو موج افزایشی را تجربه کرد. دلار در پایان شهریورماه بالای ۲۷۰ هزار ریال بسته شد و در تاریخ ۲۴ مهرماه، دلار در بازار آزاد به محدوده ۳۲۳ هزار ریال رسید. محدوده‌ای که سقف قیمتی بازار در سال ۱۳۹۹ بود و بازار مجدد در اواخر اسفندماه همان سال حدود ۷ هزار تومان کاهش یافت.

نمودار ۲. نرخ ارز و شاخص نااطمینانی نرخ ارز



ماخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه برای برآورد الگوی (۱) ابتدا آزمون ریشه واحد برای متغیرها انجام می‌دهیم. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس–پرون (PP) در جدول (۵) نشان می‌دهد که بجز متغیر تعداد معاملات، سایر متغیرها در سطح نامانا هستند و پس از یک بار تفاضل گیری مانا می‌شوند.

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس–پرون (PP)

متغیر	سطح			تفاضل مرتبه اول		
	فیلیپس–پرون (PP)		نتیجه	فیلیپس–پرون (PP)		نتیجه
	آماره	P-value		آماره	P-value	
lnPH	-۱/۹۶	۰/۶۱	نامانا	-۶/۱۳	۰/۰۰	مانا
lnLA	-۲/۵۰	۰/۳۲	نامانا	-۹/۵۹	۰/۰۰	مانا
lnEX	-۲/۲۵	۰/۴۵	نامانا	-۴/۳۴	۰/۰۰	مانا
lnVOLEX	-۱/۸۹	۰/۶۵	نامانا	-۷/۴۹	۰/۰۰	مانا
lnH	-۶/۰۹	۰/۰۰	مانا			

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به مشخص شدن مرتبه جمعی متغیرهای الگو، الگوهای تصریح شده با استفاده از روش ARDL برآورد شد که نتایج برآورد رابطه کوتاه‌مدت آن در جدول (۶) گزارش شده است. همچنین برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیار آکائیک[1] (۱۹۷۸) استفاده شده است.

بر اساس این برآورد، وقفه اول و سوم متغیر قیمت مسکن، نرخ ارز و وقفه دوم قیمت زمین، تعداد معاملات، نرخ ارز و شاخص نااطمینانی نرخ ارز، اثر مثبت و معنادار بر قیمت مسکن شهر تهران دارند. متغیر شیوع کووید ۱۹ نیز در الگو اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارند و بیانگر شکست ساختاری در متغیر قیمت مسکن است. آماره‌های مربوط به R^2 تعدیل شده و F نشان از تصریح مناسب الگو دارند. نتایج مربوط به برآورد الگوی تعادلی بلندمدت نیز در جدول (۷) گزارش شده است.

1. Akaike

جدول ٦. نتایج برآورد رابطه کوتاه مدت در دو الگو با استفاده از روش

ARDL(۳,٤,۰,۳,۱,۳)

متغیر	ضریب	آماره	P-value
lnPH(-۱)	۰/٦٥٥	٤/٥٩٢	۰/۰۰۰
lnPH(-۲)	۰/۲٦۹	۱/٤۷۱	۰/۱٥۰
lnPH(-۳)	-۰/٤۱۳	-۲/۸۸٦	۰/۰۰۷
lnLP	-۰/۰۲٦	-۰/٥۲۳	۰/٦۰٤
lnLP(-۱)	-۰/۰۰۸	-۰/۱٥٥	۰/۸۷۸
lnLP(-۲)	۰/۱٦۱	۳/۹۸۰	۰/۰۰۰
lnLP(-۳)	۰/۰۹۷	۱/۸۲۳	۰/۰۷۷
lnLP(-٤)	۰/۰۸۳	۱/۷٦٤	۰/۰۸۷
lnEX	۰/۰۷۰	۲/٤۷۲	۰/۰۱۹
lnVOLEX	۰/۰۱۲	۱/۹٦۳	۰/۰٥۸
lnVOLEX(-۱)	-۰/۰۰۲	-۰/۳٥٥	۰/۷۲٥
lnVOLEX(-۲)	۰/۰۱۰	۱/۳۹٥	۰/۱۷۲
lnVOLEX(-۳)	۰/۰۱۰	۱/٦۰۰	۰/۱۱۹
lnH	۰/۰٥٦	۸/۲۲۷	۰/۰۰۰
lnH (-۱)	۰/۰۱۰	۱/۰۱۸	۰/۳۱٦
lnH (-۲)	-۰/۰۱٥	-۱/٦۳۹	۰/۱۱۰
lnH (-۳)	۰/۰۱۰	۱/٥٤۳	۰/۱۳۲
DUMCOVID۱۹	۰/۰٤۸	۲/۲٤٦	۰/۰۳۱
DUMCOVID19(-۱)	۰/۰۳۱	۱/٥۰۸	۰/۱٤۱
C	۰/۸۸۲	۲/۰٥۲	۰/۰٤۸
	F=٤٥٤۲(۰/۰۰)		$\overline{R}^2$ = ۰/۹۹
F-Bounds Test	F-statistic	I(۰)	I(۱)
	۸/٥۸	۲/۳۹	۳/۳۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. برآورد الگوی تعادلی بلند مدت برای دو الگو

متغیر	ضریب	آماره	P-value
lnLP	۰/٦۲٥	١٤/٤٤٠	۰/۰۰۰
lnEX	۰/١٤٣	۲/۲٥۲	۰/۰۳۱
lnVOLEX	۰/۰٦۰	۳/۸۲۳	۰/۰۰۱
lnH	۰/١۲٤	۲/۷۸۷	۰/۰۰۹
DUMCOVID۱۹	۰/١٦۲	٥/٦٥۰	۰/۰۰۰
C	١/۸۰۲	۲/٦۷۸	۰/۰١١

ماخذ: یافته‌های پژوهش

طبق این برآورد تمامی متغیرهای قیمت زمین، تعداد معاملات، نرخ ارز و شاخص نااطمینانی نرخ ارز بر قیمت مسکن شهر تهران اثر مثبت و معناداری در بلندمدت دارند. در بین این متغیرها، براساس کشش برآورد شده، متغیر قیمت زمین بیشترین تاثیرگذاری را روی قیمت مسکن دارد. قیمت زمین یکی از مهم‌ترین عواملی است که بر قیمت مسکن تاثیرگذار خواهد بود. برای ساخت مسکن نیاز به زمین است و هرچه این نهاده محدودتر شود، بهای آن نیز افزایش خواهد یافت. در نتیجه با افزایش قیمت زمین، عرضه مسکن کاهش خواهد یافت و با کاهش عرضه مسکن، قیمت مسکن افزایش خواهد یافت.

مطالعه مهرگان و تارتار (۱۳۹۳) نیز نشان می‌دهد در بلندمدت متغیرهای قیمت زمین و شاخص قیمت مصالح ساختمانی از مهم‌ترین عوامل تاثیرگذار بر هزینه تمام شده قیمت مسکن در شهر تهران هستند. در حالی که در کوتاه مدت متغیرهای قیمت مسکن در سال قبل، قیمت زمین و شاخص قیمت مصالح ساختمانی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده رفتار هزینه بر قیمت مسکن در شهر تهران هستند. کشش قیمت مسکن نسبت به قیمت زمین برابر ۰/۶۲ بوده که بیانگر آن است که افزایش صددرصدی قیمت زمین باعث افزایش ۶۲ درصدی قیمت مسکن در شهر تهران خواهد شد.

بیماری کووید ۱۹ از هر دو منظر عرضه و تقاضا، بخش مسکن را تحت تاثیر قرار داده است. از بعد عرضه توقف الزامی یا خودخواسته فعالیت کارگاه‌های ساختمانی که از اسفندماه مطرح و به مرور اجرا شد به مثابه تاخیر در تکمیل واحدهای ساختمانی و حداقل کاهش عرضه در نیمه نخست سال ۱۳۹۹ شد. همچنین ملاحظات سلامت نیروی انسانی و

تعطیلی کسب وکارهای مرتبط نیز در این کاهش عرضه موثر بودند. از بعد تقاضا نیز دشواری و محدودیت‌های تردد برون و درون شهری، باعث کاهش قابل ملاحظه تعداد معاملات مسکن نسبت به ماه قبل و نیز ماه مشابه سال قبل شده است. در کنار این تداوم رشد قیمت مسکن در واپسین ماه سال ۱۳۹۸ با ۸/۶ درصد رشد قیمت نسبت به بهمن ماه ۱۳۹۸ باعث شد متوسط قیمت هر متر مربع واحد مسکونی در شهر تهران در اسفندماه به بیش از ۱۵/۵ میلیون تومان برسد که یکی از بیشترین نوسانات ماهیانه مسکن در سال‌های اخیر به شمار می‌آید. در مجموع در سال ۱۳۹۸ با بیش از ۶۰ درصد افزایش قیمت در تداوم رشد ۷۰ درصدی قیمت مسکن سال ۱۳۹۷ به شکاف یکسره بین استطاعت خرید مسکن خانوار و تقاضای مصرفی مسکن با قیمت‌های عرضه مسکن دامن زد. بر این اساس دور شدن متقاضیان واقعی از بازار مسکن و فاصله بیشتر استطاعت مسکن خانوار به کاهش تقاضای مصرفی منجر شد. همچنین بر اساس گزارش سازمان برنامه و بودجه (۱۳۹۹)، اثرپذیری منفی و افزایش بیکاری ناشی از شیوع کرونا در بخش مسکن و ساختمان بیشتر است. در مجموع نتایج برآورد هر دو الگو نشان می‌دهد شیوع این ویروس همانند یک شوک عمل کرده و باعث افزایش قیمت مسکن در شهر تهران شده است.

اثر نرخ ارز و شاخص نااطمینانی نرخ ارز بر قیمت مسکن به عنوان اهداف این مطالعه، مثبت و معنی‌دار است. از دیدگاه نظری، انتظار می‌رود نرخ ارز و نااطمینانی آن بر قیمت نهاده‌های ساختمانی اثر بگذارد. علاوه بر این، مطالعات تجربی موید تاثیرپذیری قیمت مسکن از قیمت مصالح و خدمات ساختمانی در ایران است. براساس نتایج افزایش صددرصدی قیمت نرخ ارز و شاخص نااطمینانی نرخ ارز به ترتیب باعث افزایش ۱۴ درصدی و ۶ درصدی قیمت مسکن در شهر تهران خواهد شد.

در جدول (۸) نتایج آزمون فروض کلاسیک را برای دو الگو گزارش شده است. نتایج تاییدکننده برآورد دو الگو است.

جدول ۸. آزمون فروض کلاسیک را برای دو الگو

آزمون	آماره	الگوی اول (نرخ ارز)	
		مقدار آماره	P-value
نرمال بودن	Jarque-Bera	۰/۵۵	۰/۷۶
خودهمبستگی سریالی	F	۰/۰۸	۰/۹۲
واریانس ناهمسانی	Breusch-Pagan-Godfrey	۰/۶۹	۰/۸۰
شکل تبعی صحیح	Ramsey Reset-Test	۱/۶۳	۰/۲۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی ثبات ساختاری پارامترها از آزمون مجموع تجمعی CUSUM و مجذور تجمعی CUSUMQ استفاده می‌شود. مشاهده شد منحنی‌ها در داخل فاصله اطمینان هستند. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری در پارامترهای الگو پذیرفته می‌شود. در ادامه برای بررسی پویایی‌های کوتاه مدت و بررسی سرعت حرکت به سوی مقادیر تعادلی بلندمدت الگوی تصحیح خطا برآورد شد. بر اساس نتایج حاصل از برآورد، ضریب جمله تصحیح خطای الگو منفی و معنادار است. ضریب برآوردی دوره تصحیح خطا برابر ۰/۴۹- است. این نتیجه نشان می‌دهد هر انحراف از تعادل بلندمدت موقتی خواهد بود؛ به طوری که ۴۹ درصد از عدم تعادل یک دوره در متغیر قیمت مسکن شهر تهران در دوره بعد تعدیل خواهد شد. این ضرایب نشان‌دهنده سرعت بالای تعدیل به سوی تعادل بلندمدت است.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نرخ ارز نقش اساسی در اقتصاد ایران ایفا می‌کند و در حقیقت می‌توان آن را متغیر کلیدی در تعیین سطح عمومی قیمت‌ها کالاها و خدمات داخلی دانست. طی سال‌های اخیر افزایش نرخ ارز و نااطمینانی این نرخ و تاثیر آن بر سایر کالاها مورد توجه بسیاری از برنامه‌ریزان اقتصادی بوده است. نقیبی و واحدی (۱۳۹۷) معتقدند در کشور ایران، وابستگی شدید به بخش نفت و اتکای روز افزون به درآمد نفتی، تغییرات مداوم در قوانین و مقررات ورود و صدور کالا، ساختار نامناسب بازرگانی خارجی، اعمال محدویت‌های وارداتی و یا افزایش تعرفه‌ها، موجبات ایجاد نوسان و نااطمینانی در نرخ ارز واقعی را فراهم کرده است. یکی از

نتایج مهم نااطمینانی نرخ ارز، بی‌ثباتی در شاخص‌های قیمت داخلی است. درصورت نوسانات شدید نرخ ارز و بی‌ثباتی آن، مکانیسم قیمت‌ها کارایی خود را در تخصیص بهینه منابع محدود به بخش‌های مصرفی، سرمایه گذاری و تولیدی از دست می‌دهند.

هدف از این تحقیق بررسی تاثیر نرخ ارز و نااطمینانی آن بر قیمت مسکن شهر تهران طی فروردین ۱۳۹۵ تا اسفند ۱۳۹۹ است. ویروس کرونا با تبدیل شدن به یک ویروس همه‌گیر جهانی، پیامدهای اقتصاد بسیاری در پی داشته و تقریبا همه کشورهای دنیا از آن متاثر شده‌اند. در این میان، ایران نیز مانند بسیاری از کشورها درگیر این همه‌گیری جهانی شده و در نتیجه از پیامدهای اقتصادی ناشی از آن رنج می‌برد. از اهداف دیگر این تحقیق بررسی تاثیر این پاندمی بر قیمت مسکن است. برای این منظور ابتدا با استفاده از الگوهای ناهمسانی واریانس شرطی نااطمینانی نرخ ارز با محاسبه و سپس دو الگو تصریح و برآورد شد. بر اساس نتایج متغیرهای قیمت زمین، نرخ ارز و نااطمینانی نرخ ارز باعث افزایش قیمت مسکن در شهر تهران شده‌اند.

نتایج نشان می‌دهد افزایش نرخ ارز و نااطمینانی آن، اثری همسو بر قیمت مسکن می‌گذارد. این موضوع بیشتر از ناحیه تورم فشار هزینه بر سمت تولید و عرضه مسکن قابل توجیه است. به نظر می‌رسد تورم موجود در بخش مسکن بیشتر ناشی از فشار هزینه در سمت عرضه باشد تا فشار تقاضا. رحمانی و اصفهانی (۱۳۹۴) معتقدند در اقتصاد ایران تاثیری که نرخ ارز حقیقی بر عوامل طرف عرضه مسکن می‌گذارد، بیشتر از تاثیر آن در بخش تقاضاست. به عبارت دیگر، فشار هزینه‌ای افزایش نرخ ارز بیشتر از فشار تقاضاست. نرخ ارز چه به صورت مستقیم و چه به صورت غیرمستقیم عامل مهمی بر متوسط قیمت مسکن بوده است. روند افزایشی نرخ ارز که از ابتدای سال ۱۳۹۷ شروع و فضای نااطمینانی اقتصادی ایجاد شده به تبع آن باعث شده تا برای پوشش ریسک، صاحبان املاک در عرضه ملک خود به قیمت‌های موجود تعلل کرده و زمینه افزایش مستقیم قیمت مسکن را به وجود آورند. علاوه بر این، با افزایش نرخ ارز، قیمت نهاده‌های تولید مسکن از جمله سیمان، میلگرد، اقلام الکترونیکی و تجهیزات مرتبط، با افزایش قابل توجهی همراه بوده که تاثیر مستقیم بر قیمت تمام شده هر مترمربع واحد مسکونی داشته است.

بر اساس نتایج به دست آمده، می‌توان گفت افزایش نرخ ارز و وجود نااطمینانی نرخ ارز از طریق تاثیر بر نهاده‌های تولید، اثر مثبت بر قیمت مسکن دارد. مصالح ساختمانی، دستمزد

و خدمات ساختمانی، هزینه مجوز ساخت و مجوز دریافت انشعابات، اجزای دیگری از هزینه تمام شده ساختمان هستند. هرگونه افزایش در قیمت این عوامل، منجر به افزایش هزینه تمام شده مسکن و افزایش قیمت مسکن در بازار خواهد شد. البته تاثیر افزایش هزینه‌های ساخت روی قیمت فروش در دوران رکود و رونق مسکن متفاوت است. این افزایش در دوره رکود، تاثیر ملموسی بر قیمت‌های فروش ندارد و بیشتر موجب کاهش حاشیه سود سازنده و گاه توقف پروژه می‌شود، اما در دوره رونق، بازار مسکن به لحاظ روانی، بیشتر تحت تاثیر افزایش قیمت نهاده‌های تولید قرار گرفته، افزایش قیمت مسکن، تشدید می‌شود. بنابراین، از یک طرف، هر اقدامی که نااطمینانی در وضعیت آتی بازار ارز را کاهش دهد، می‌تواند بر کاهش اثرات منفی در عرضه و تقاضای مسکن موثر باشد. از طرف دیگر، کاهش هزینه‌هایی که متاثر از نرخ ارز نیستند، مثل هزینه مجوزهای ساخت و ساز و یا انشعابات می‌تواند مانع افزایش بهای تمام شده قیمت مسکن شود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Mohammad Hossein Amjadi https://orcid.org/0000-0001-6569-7644
Ali Reza Shakibaei https://orcid.org/0000-0002-9031-0971
Sayyed Abdolmajid Jalaee https://orcid.org/0000-0001-8154-9123

منابع

ادیب پور، مهدی و الهامی، مریم. (۱۳۹۴). تاثیر نااطمینانی نرخ ارز بر تقاضای پول در ایران. *دو اقتصاد پولی مالی*، ۲۲(۱۰)، ۱۰۴-۱۲۲.

افشاری، زهرا و همتی، مریم. (۱۳۹۲). شناسایی عوامل موثر بر احتمال وقوع رونق و رکود در بازار مسکن. *پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۱۸(۵۵)، ۱۷-۴۶.

پریور، اورانوس و حسنی، محبوبه. (۱۳۹۶). ارزیابی پویایی‌های رابطهٔ بازار ارز، بازار سهام و بازار مسکن در ایران، با استفاده از یک مدل گارچ چندمتغیره. *پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار*، ۸(۱۴)، ۱۷-۲۹.

پیرایی، خسرو و دادور، بهاره. (۱۳۹۰). تاثیر تورم بر رشد اقتصادی در ایران با تاکید بر نااطمینانی، *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۱(۱)، ۶۷-۸۰.

جعفری صمیمی، احمد. (۱۳۹۱). *اقتصاد بخش عمومی*. چ ۱۲. تهران: سمت.

جعفری صمیمی، احمد، اعظمی، کورش و عزیزیان، جبار. (۱۳۹۴). تاثیر نااطمینانی متغیرهای اقتصاد کلان(نرخ ارز، تورم و نرخ رشد) بر واردات کشورهای منتخب در حال توسعه (شامل ایران). اقتصاد مقداری, ۱۲(۳), ۲۷-۴۹. doi: 10.22055/jqe.2015.11892

خلیلی‌عراقی، سیدمنصور، مهرآرا، محسن و عظیمی، سیدرضا. (۱۳۹۱). بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی، *پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۳)، ۳۳-۵۰.

دائی کریم زاده، سعید و هنرور، نغمه. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بلند مدت بین قیمت نفت خام، قیمت طلا، شاخص قیمت مسکن و نرخ ارز در ایران با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری. *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۳(۵۳)، ۱۳۵-۱۶۴.

رحمانی، تیمور و اصفهانی، پوریا. (۱۳۹۴). تحلیلی از تاثیر عوامل بخش عرضه و تقاضا بر قیمت مسکن در ایران، *اقتصاد مسکن*، ۵۵، ۱۱-۳۰.

زمانیان، غلامرضا و بهراد امین، مهدی. (۱۳۹۳). اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تقاضای واردات ایران کاربردی از روش‌های ARDL و EGARCH، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳(۱۲)، ۱۲۹-۱۴۸.

سازمان برنامه و بودجه. (۱۳۹۹). *سنجش اثرات اقتصادی کرونا در ایران*، مرکز پژوهش‌های توسعه و آینده نگری، مجموعه گزارش شماره ۱۸۵.

شاکری، عباس. (۱۳۹۵)، *مقدمه ای بر اقتصاد ایران*. چ ۱. تهران: انتشارات رافع.

کاغذیان، سهیلا، نقدی، یزدان و پاشایی، حسین. (۱۳۹۴). بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر سرمایه گذاری بخش مسکن در ایران، *راهبرد اقتصادی*، ۴(۱۲)، ۱۸۱-۱۹۶.

کوچک‌زاده، اسما و جلایی، سید عبدالمجید. (۱۳۹۳). بررسی تاثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۴(۱۶)، ۱۱-۲۰.

لشکری، محمد، بهنامه، مهدی و حسنی، ملیحه. (۱۳۹۵). اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر اشتغال در بخش خدمات ایران، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۶(۲۳)، ۱۱۵-۱۳۰.

ملکی، بهروز. (۱۳۹۵). *تحلیل بازار مسکن ایران*. تهران: انتشارات سازمان مدیریت صنعتی.

موسوی، میرحسین و درودیان، حسین. (۱۳۹۴). تحلیل عوامل موثر بر قیمت مسکن در شهر تهران، *مدلسازی اقتصادی*، ۹(۳۱)، ۱۰۳-۱۲۷.

مهرگان، نادر و تارتار، محسن. (۱۳۹۳). اثرات کوتاه مدت و بلندمدت هزینه‌ها برقیمت مسکن شهر تهران، *اقتصاد مسکن*، ۵۰، ۶۸-۴۵.

نعمتی، غلامرضا، علیزاده، محمد و فطرس، محمدحسن. (۱۳۹۸). تعیین کننده‌های قوی قیمت مسکن در ایران: رویکرد متوسط گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE). *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸(۳۲)، ۴۹-۷۹.

نقیبی، محمد و واحدی، پیمان. (۱۳۹۷). بررسی تاثیر نرخ ارز موثر واقعی و نااطمینانی‌های آن بر ارزش افزوده بخش صنعت اقتصاد ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۱۸(۲)، ۴۹-۸۰.

هاتفی مجومرد، مجید و مهرآرا، محسن. (۱۳۹۹). مهاجرت حباب میان بازار ارز و بازار مسکن، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲۰(۷۷)، ۶۷-۱۰۲.

هیبتی، رضا، شجری، هوشنگ و صمدی، سعید. (۱۳۹۵). اندازه گیری نااطمینانی در اقتصاد کلان، *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۹(۲۸)، ۲۲۳-۲۵۰.

یزدانی، مهدی و پیرپور، حامد. (۱۳۹۶). ارزیابی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تامین مالی بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۷(۶۷)، ۳۵-۶۵.

References

Abelson, P., Chung, D., Joyeux, R., & Milunovich, G. (2005). House prices in Australia: 1970 to 2003; Facts & Explanations. Macquarie Univ., Department of Economics.

Adibpour, M., & Elhami, M. (1394). The impact of exchange rate uncertainty on money dem& in Iran. *Monetary Economics Quarterly*, *22 (10)*, 104-122.

Adu Jack, J. K., Okyere F. & Amoah, E. K. S. (2019). Effects of exchange rate volatility on real estate prices in developing economies: A case of Ghana, *Advances in Social Sciences Research Journal* , *6(11)*, 267-287.

Afshari, Z.& Hemati, M. (2013). Determinants of the probability of boom-bust cycles in the housing market. *Iranian Journal of Economic Research*, *18(55)*, 17-46.

Asal, M. (2019). Is there a bubble in the Swedish housing market?, *Journal of European Real Estate Research*, *12(1)*, 32–61.

Bahmani-Oskooee, M. & Ghodsi, H. (2017). Policy uncertainty & house prices in the United States of America, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, *23*, 73-85.

Bahmani-Oskooeea, M. & Wu, T. P. (2018). Housing prices & real effective exchange rates in 18 OECD countries: A bootstrap multivariate panel Granger causality, *Economic Analysis & Policy*, *60*, 119-126.

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2013). Measuring economic policy uncertainty. *Chicago Booth Research Paper*, 13-02.

Borio, C., McGuire, P. (2004). Twin peaks in equity & housing prices? *BIS Quarterly Review*, 79-93.

Daei Karimzadeh, S., & Honarvar, N. (1396). Investigating the long-run relationship between crude oil prices, gold prices, housing price indices & exchange rates in Iran using a structural vector error correction approach. *Quarterly Journal of Energy Economics Studies*, *13 (53)*, 135-164. [In Persian]

Dcode Economic & Financial Consulting (2020) https://dcodeefc.com/

Del Giudice, V.; De Paola P., & Del Giudice F. P. (2020). COVID-19 Infects Real Estate Markets: Short & Mid-Run Efects on Housing Prices in Campania Region (Italy), *social sciences*, *9(114)*, 1-18

Earl, D. B.; Hansen, J. L. & Smersh, G. T. (1999), Canadian/U. S Exchange rates & nonresident investors: Their influence on residential property values, *Journal of Real Estate Research*, *18*, 433-461.

Eichengreen, B. (2008). *The Real Exchange Rate & Economic Growth*, World Bank PREM Network, Commission on Growth & Development Working Paper, No. 4.

Glindro, E. T., Subhanij, T., Szeto, J., & Zhu, H. (2011). Determinants of house prices in nine Asia-Pacific economies. *International Journal of Central Banking*, *7(3)*, 163-204.

Haibati, R., Shajari, H., & Samadi, S. (1395). Measuring uncertainty in macroeconomics, *Monetary-Banking Research Quarterly*, *9 (28)*, 223-250. [In Persian]

Hallstrom, D. G., & Kerry V. S. (2005). Market responses to hurricanes. *Journal of Environmental Economics & Management*, *50*, 541–561.

Hatefi Majomard, M & Mehrara, M. (1399). Bubble migration between the foreign exchange market & the housing market, *Economic Research Journal*, *20 (77)*, 67-102. [In Persian]

Housing & Urban Development (HUD) (2017). *Affordable Housing*. Portal.HUD.gov. https://portal.hud.gov/hudportal/HUD?src=/program_offices/comm_planning/affordablehousing/.

Jacobsen, D. H., & Naug, B. E. (2005). What drives house prices?, *Economic Bullentin*, *5(1)*, 29-41

Jafari Samimi, A. (1391). *Public Sector Economics*, 12 Edition, SAMT Publications. [In Persian]

Jafari Samimi, A., Azami, K., & Azizian, J. (1394). Impact of macroeconomic variables (exchange rate, inflation & growth rate) on imports of selected developing countries (including Iran). *Quantitative Economics Quarterly*, *12 (3)*, 27-49. doi: 10.22055 / jqe.2015.11892. [In Persian]

Johnstone, H. & Watuwa, R. (2007). House price in Canada: An Empirical Investigation. *Journal of Urban Economics*, *35(1)*, 1-27.

Joseph, B., Lipscomb, H. H. & John, T. H. (2003). Exchange Rate Risk Mitigation with Price Level Adjusting Mortgages, The Case of the Mexican UDI, *Journal of Real Estate Research*, *25(1)*, 23-42.

Jud, G. D., & Winkler, D. T. (2002). The dynamics of metropolitan housing prices, *The journal of real estate research*, *23(1/2)*, 29-46.

Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty, *American Economic Review*, *105*, 1177–1216

Kaghzian, S., Naqdi, Y., & Pashaei, H. (1394). Investigating the Effect of Exchange Rate Fluctuations on Housing Investment in Iran, *Economic Strategy Quarterly*, *4 (12)*, 181-196. [In Persian]

Khalili Iraqi, S M., Mehrara, M., & Azimi, S R. (1391). Investigating the Factors Affecting Housing Prices in Iran Using Combined Data, *Quarterly Journal of Economic Research & Policies*, *20 (63)*, 33-50. [In Persian]

Kuchakzadeh, A., & Jalaei, S A. (1393). Investigating the effect of exchange rate uncertainty on the growth of Iran's economic sectors, *Journal of Economic Growth & Development Research*, *4 (16)*, 11-20. [In Persian]

Lashkari, M., Behnameh, M., & Hassani, M. (1395). The effect of real exchange rate uncertainty on employment in Iran's service sector, *Economic Growth & Development Research*, *6 (23)*, 115-130. [In Persian]

Liu, S., & Su, Y. (2021). The impact of the COVID-19 pandemic on the demand for density: Evidence from the US housing market. *Economics letters*, *207*, 110010.

Liu, Y. & Zhang, S. (2013). Econometric analysis on the relationship between RMB exchange rate & real estate price by VAR model. *2nd International Conference on Science & Social Research*. 428-430.

Mahalik, M. K., & Mallick, H. (2011). What causes asset price bubble in an emerging economy? Some empirical evidence in the housing sector of India. International Economic Journal, *25(2)*, 215-237.

Maleki, B. (1395). *Iran Housing Market Analysis*, Industrial Management Organization Publications. [In Persian]

Mousavi, M H., & Droudian, H. (1394). Analysis of Factors Affecting Housing Prices in Tehran, *Economic Modeling*, *9(31)*, 103-127. [In Persian]

Mehregan, N., & Tartar, M. (1393). Short-term & long-term effects of costs on housing prices in Tehran, *Housing Economics Quarterly*, *50*, 68-45. [In Persian]

Naqibi, M., & Vahedi, P. (1397). Investigating the effect of real effective exchange rate & its uncertainties on the added value of Iran's industrial sector. *Research on Sustainable Growth & Development (Economic Research)*, *18 (2)*, 49-80. [In Persian]

Nemati, G R., Alizadeh, M., & Fitras, M H. (1398). Strong Determinants of Housing Prices in Iran: The Bayesian Average Approach to Classical Estimates (BACE). *Iranian Journal of Applied Economic Studies*, *8 (32)*, 49-79. [In Persian]

Norman, G. M., Michael, A. S. & Ordway, Ni. (1988). Japanese purchases, exchange rates, & speculation in residential real estate markets, *Journal of Real Estate Research*, *3(3)*, 39-49.

Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1995). Exchange rate dynamics redux, *Journal of Political Economy*, *103*, 624–660.

Parivarr, U., & Hassani, M. (1396). Evaluation of the dynamics of the relationship between the foreign exchange market, stock market & housing market in Iran, using a multivariate GARCH model. *Journal of Economics & Business*, *8 (14)*, 17-29. [In Persian]

Parrikar, J. G. P. (2019). The influence of macroeconomic factors on housing prices in India: an empirical study, *Indian Journal of Economics & Development*, *7 (3)*, 1-7.

Piraei, K., & Dadvar, B. (1390). The impact of inflation on economic growth in Iran with emphasis on uncertainty, *Quarterly Journal of Economic Research*, *11 (1)*, 67-80. [In Persian]

Program & budget organization. (1399). Assessing the economic impact of the corona in Iran, *Center for Development & Foresight Research*, Report No. 185. [In Persian]

Rahmani, T., & Isfahani, P. (1394). An analysis of the impact of supply & dem& factors on housing prices in iran, Housing Economics Quarterly, *55*, 11-30. [In Persian]

Shakeri, A. (2016), *Introduction to Iranian Economy*, First Edition, Tehran, Rafi Publications. [In Persian]

Smith, K. V.; Carbone, J.; Pope, J.; Hallstrom, D. & Darden, M. (2006). Adjusting to natural disasters, *Journal of Risk & Uncertainty*, *33*, 37–54. [In Persian]

Sutton, G. (2002). Explaining changes in house prices, *BIS Quarterly Review*, 46-55.

Tanrıvermis, H. (2020). Possible impacts of COVID-19 outbreak on real estate sector & possible changes to adopt: A situation analysis & general assessment on Turkish perspective, *Journal of Urban Management*, 9, 263–269.

Wen, H., & Goodman, A. C. (2013). Relationship between urban l& price & housing price: Evidence from 21 provincial capitals in China, *Habitat International*, *40*, 9-17.

Wong, G. (2008). Has SARS infected the property market? Evidence from Hong Kong, *Journal of Urban Economics*, *63*, 74–95.

Ya-Chen, L., & Shuai, Z. (2013). Econometric analysis on the relationship between RMB exchange rate and real estate price by VAR model. In *Second International Conference on Science and Social Research* (pp. 428-430).

Yang, L. & Zhiqiang, H. U. (2012). on Correlation between RMB Exchange Rate & Real Estate Price based on Financial Engineering, *Systems Engineering Procedia*, *3*, 146 – 152.

Yazdani, M., & Pirpour, H. (1396). Assessing the effect of exchange rate uncertainty on corporate financing & foreign direct investment in Iran, *Economic Research Journal*, *17 (67)*, 35-65. [In Persian]

Zamanian, G., & Behrad Amin, M. (1393). The Effect of Exchange Rate Uncertainty on Applied Iranian Import Dem& by ARDL & EGARCH Methods, *Iranian Journal of Applied Economic Studies*, *3 (12)*, 129-148. [In Persian]

Zillow Economic Research. (2020). Information from Past Pandemics, & What We Can Learn: A Literature Review, by Svenja Gudell. March 13. Available online: https://www.zillow.com/research/pandemic-literature-review-26643/ (accessed on 20 June 2020).

استناد به این مقاله: امجدی، محمدحسین، شکیبایی، علیرضا، جلایی، سید عبدالمجید. (۱۴۰۱). تاثیر نرخ ارز، نااطمینانی نرخ ارز و پاندمی کووید ۱۹ بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر تهران)، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۲)، ۲۱۳-۲۴۱.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

Contents:

The Determinants of Banking Crisis Losses 9
Seyed Saleh Akbar Mousavi and Behzad Salmani

The Effectiveness of Monetary Policy during Business Cycles Using Components of Producer and Consumer Price Indices 45
Hooman Karami Khoramabadi, Alireza Erfani and Hosein Tavakolian

The Entropy of Money in the Space of Output and its Relationship with the Development of the Stock Market in the Iranian Economy: Econophysics and STAR Approach 77
Mostafa Abdollahzadeh and Hashem Zare

Meta-Analysis of the Effect of Central Bank Independence on Inflation… 113
Mohammad Javad Nourahmadi, Amir Khademalizadeh and Mohammad Bagher Shirmehenji

The Effect of Foreign Tourism Development on Poverty in Iran 153
Fatemeh Bazzazan

Evaluation of Mazandaran Province Development: An Infrastructural Assessment 181
Morteza Ghasemi

The Impact of Exchange Rate Uncertainty and Covid-19 Pandemic on House Prices in Tehran 213
Mohammad Hossein Amjadi, Ali Reza Shakibaei and Sayyed Abdolmajid Jalaee

All rights reserved for Allameh Tabataba`i University. Opinions expressed in this Journal do not necessarily reflect the views of the institute and the University.
Address: Economic Research Institute, Allameh Tabataba`i University, Shahid Beheshti Ave. Tehran, Iran. Postal Code:1513615411,Tel:(9821)88725400,88703261.Fax:(9821) 88703263.
Website: ijer.atu.ac.ir , Email: ijer@atu.ac.ir

Statement of Policy

The *Iranian Journal of Economic Research* is a scientific publication on diverse issues in Economics focusing on research and scholarly studies on the Iranian economy and related topics. We intend to provide a forum for members of the academic community in Iran and abroad who are Interested in the Iranian economy and research activities in the field of Applied studies for Iranian economy.
Manuscripts are subject to anonymous reviews. More information about the Journal can be found at ijer.atu.ac.ir

Scientific Advisers

- Yaghoub Andayesh
- Ali Asghar Banouei
- Mohammadreza Feghhi Kashani
- Ahmad Jafari Samimi
- Seyed Mohammad Ali Khatami Firouzabadi
- Mohsen Mehrara
- Parisa Mohajeri
- Teimour Mohammadi
- Esmaeel Safarzadeh
- Alireza Shakibaee
- Reza Talebloo
- Hossein Tavakolian
- Mahdi Yazdani

Scientific Editor: Teimour Mohammadi

Literary editor & Layout Designer: Mahboobeh Geraee

Iranian Journal of
ECONOMIC RESEARCH

A Quarterly Journal Published by the
Economic Research Institute
Allameh Tabataba`i University

Volume 27, Issue 92, Fall 2022

Publisher: Allameh Tabataba`i University
Managing Director: Teimour Mohammadi
***Professor, Allameh Tabataba`i University* (*ATU*)**
Editor in Chief: Ali Asghar Banouei
***Professor, Allameh Tabataba`i University* (*ATU*)**
Editor in Chief: Abdolrasoul Ghasemi
***Associate Professor, Allameh Tabataba`i University* (*ATU*)**
Executive Director: Somayeh Aghlami

Editorial Board:

Hossein Abbasinejad
Professor,
University of Tehran

Ghahreman Abdoli
Professor,
University of Tehran

Javid Bahrami
***Associate* Professor,**
Allameh Tabataba`i University

Mohammad Bakhshoodeh
Professor,
University of Shiraz

Ali Asghar Banouei
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Yadollah Dadgar
Professor,
Shahid Beheshti University

Karim Eslamloueyan
Professor,
University of Shiraz

Abdolrasoul Ghasemi
Associate Professor,
Allameh Tabataba`i University

Esfandiar Jahangard
Associate Professor,
Allameh Tabataba`i University

Gholam Reza Keshavarz Haddad
Associate Professor,
Sharif University of Technology

Abolghasem Mahdavi
Associate Professor,
University of Tehran

Saeed Moshiri
Professor,
University of Saskatchewan

Teimour Mohammadi
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Mohsen Renani
Professor,
University of Isfahan

Abbas Shakeri
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Abbas Valadkhani
Professor,
University of Swin Burne

Allameh Tabataba`i University
Economic Research Institute

Iranian Journal of

ECONOMIC RESEARCH

A Quarterly Journal of the
Economic Research Institute

Allameh Tabataba`i University

Volume 27, Issue 92, Fall 2022