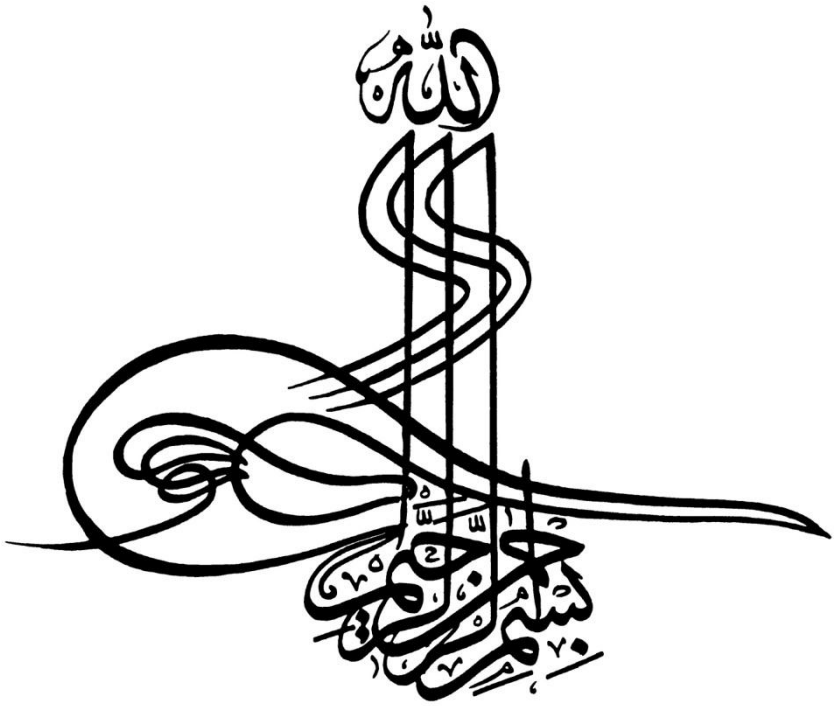

الله
بسم الله الرحمن الرحيم

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی

صاحب امتیاز

معاونت پژوهشی دانشگاه یزد

مدیر مسئول

دکتر زهرا نصراللهی

سردبیر

دکتر کاظم یاوری

ویراستار انگلیسی

دکتر احمدرضا اسلامی

ویراستار فارسی

مرضیه غفاری

صفحه‌آرایی

یوسف میسایی

روابط عمومی و ارتباطات: الهام اردکانی

آماده سازی، چاپ و صحافی: انتشارات دانشگاه یزد

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

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

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

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

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

دورنگار: ۳۱۲۳۳۴۳۹-۰۳۵

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

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

اسامی داوران این شماره (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر محمدعلی ابوترابی (عضو هیأت علمی پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی)، دکتر عباسعلی ابونوری (عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی)، دکتر اعظم احمدیان (عضو هیأت علمی پژوهشکده پولی و بانکی)، دکتر حبیب انصاری سامانی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر جلیل توتونچی (عضو هیأت علمی دانشگاه آزاداسلامی واحد یزد)، دکتر احمد جعفری صمیمی (عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران)، دکتر مهدی حاج امینی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر حسن حیدری (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر پرویز رستم زاده (عضو هیأت علمی دانشگاه شیراز)، دکتر میلاد شهرازی (عضو هیأت علمی دانشگاه گلستان)، دکتر امیر منصور طهرانچیان (عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران)، دکتر داود محمودی نیا (عضو هیأت علمی دانشگاه ولیعصر رفسنجان (عج))، دکتر سعید ملک السادات (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر محسن مهرآرا (عضو هیأت علمی دانشگاه تهران)، دکتر زهرا نصراللهی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر خدیجه نصرالهی (عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان)، دکتر مسعود نیکوقدم (عضو هیأت علمی دانشگاه بجنورد)، دکتر حسن ولی‌بیگی (عضو هیأت علمی موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی)، دکتر کاظم یاوری (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس).

راهنمای نگارش مقالات

الف. اهداف نشریه

۱- گسترش و کاربردی نمودن دانش اقتصاد در حوزه‌های تخصصی

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

۳- انتشار نتایج پژوهش‌های کاربردی و تخصصی اقتصادی

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

ب. شرایط تدوین مقاله

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

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

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

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

۵- ارجاعات داخل متن بر اساس روشAPA تنظیم شود.

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

ج. نحوه تنظیم منابع و مآخذ

منابع و مآخذ فارسی

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

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

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

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

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

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

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

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

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

منابع و مآخذ لاتین

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

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

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

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

د. نحوه نگارش

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

پاورقی

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

جداول، نمودارها و تصاویر

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

منابع و مآخذ

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

فهرست مقالات

عنوان	صفحه
تحلیل رفتار فشار بازار ارز در اقتصاد ایران: رویکرد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) الهام امراللهی بیوکی، سید یحیی ابطحی، طاهره علی حیدری بیوکی	۱
عوامل مؤثر بر شکل‌گیری طبقات فقیر در ایران (رویکرد داده‌های شبه تابلویی) کمال غضنفری اقدم، زهرا میلا علمی	۲۵
بررسی عوامل مؤثر بر شفافیت سیاست پولی در کشورهای منتخب خاورمیانه امید ستاری، کاظم یاوری، حسن حیدری	۵۵
ارزیابی رابطه بین نابرابری درآمد و نابرابری شادی، مطالعه موردی: ایران سید پرویز جلیلی کامجو، یونس نادمی	۷۷
تحلیلی بر ویژگی‌های سیاست‌های ضد فساد با تأکید بر ساختار نظم اجتماعی فرشاد مؤمنی، عباس شاکری، علی عرب مازار یزدی، سید محسن عظیمی دخت شورکی	۱۰۳
تأثیر اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر رشد اقتصادی با توجه به سطح درآمد استان‌ها حمید ذوالقدر، حسین اصغرپور، محسن پورعبادالهان	۱۲۵
تاثیر بهره‌وری کل عوامل تولید بر تجهیز منابع مالی در بازار سهام ایران مهدی جعفری، ابوالفضل شاه‌آبادی	۱۵۱
بررسی اثر توسعه مالی بر سطح فقر: شواهدی از کشورهای عضو کنفرانس اسلامی کریم آذربایجانی، زهرا نجفی، سمیه جمالی	۱۷۱
شناسایی و ارزیابی عوامل موثر محیطی بر جذب سپرده بانکی داریوش فرید، خشایار مقدم، مسلم نیلچی	۱۹۵
ناسازگاری زمانی سیاست پولی و اثرگذاری آن بر نوسانات نرخ ارز در ایران منصور خلیلی عراقی، محسن رحیم زاده نامور	۲۱۷
سرایت حباب: بررسی موردی بازارهای ارز و بورس اوراق بهادار تهران مجید هاتفی مجومرد، محسن مهرآرا	۲۴۱
نرخ مشارکت نیروی کار و اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای بازار کار در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی هادی کشاورز، مسعود کشاورز	۲۷۱

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

تحلیل رفتار فشار بازار ارز در اقتصاد ایران: رویکرد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)[۱]

الهام امراللهی بیوکی[۲]
سید یحیی ابطحی[۳]
طاهره علی حیدری بیوکی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۶/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۳/۱۵

چکیده

قدرت تأثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی نقش کلیدی در طراحی و اجرای سیاست‌های اقتصاد کلان ایفا می‌کند. بنابراین درک فشار بازار ارز در جهت مدیریت مؤثر اقتصاد کلان، به ویژه برای اقتصادهای در حال توسعه بسیار مهم است. این مطالعه درصدد است تا به بررسی و تحلیل رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۶:۴-۱۳۶۷:۴ بپردازد. بدین منظور، با بکارگیری روش ادواردز (۲۰۰۲) و کوماه (۲۰۰۷)، شاخص فشار بازار ارز محاسبه گردیده است. با توجه به ماهیت غیر خطی رفتار شاخص فشار بازار ارز در ایران، نتایج بکارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) در این خصوص نشان می‌دهد که در رژیم پایین فشار بازار ارز، مقادیر با وقفه‌ی متغیرها اثر معناداری بر فشار بازار ارز ندارند اما با چرخش رژیم و قرار گرفتن در رژیم بالای فشار بازار ارز، با افزایش نقدینگی و تورم، شاخص فشار بازار ارز افزایش می‌یابد. در نتیجه، اعمال سیاست‌های پولی انقباضی و سیاست کنترل تورم در دوران افزایش فشار بازار ارز، می‌تواند این فشار را تعدیل نماید.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، فشار بازار ارز، مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای.

Keywords: Monetary Policy, Exchange Market Pressure, Threshold Vector Autoregressive Model.
JEL Classification: C32, E52, F31, F41.

---

۱. مقاله مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد می‌باشد.

۲. گروه اقتصاد، مدیریت و حسابداری، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران
bs.elhamamrollahi@iauyazd.ac.ir
۳. گروه اقتصاد، مدیریت و حسابداری، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران (نویسنده مسئول)
abtahi@iauyazd.ac.ir
۴. گروه مهندسی صنایع، واحد تهران غرب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران t.aliheidary@gmail.com

۱- مقدمه

بدنبال وقوع بحران‌های ارزی در آسیای جنوب شرقی، آرژانتین، مکزیک و روسیه، اقتصاددانان با استفاده از مدل‌های مختلف تئوری و تجربی به تجزیه و تحلیل فشار بازار ارز (EMP) پرداخته‌اند (کوماه[1]، ۲۰۰۷). تعابیر مختلفی برای بحران ارزی وجود دارد اما در مجموع می‌توان گفت، بحران ارزی به صورت حمله‌ی سوداگری به ارزش پول داخلی تعریف می‌گردد که ممکن است منجر به کاهش شدید ارزش پول داخلی یا حمایت قوی مسئولین پولی از ارزش پول داخلی از طریق فروش ذخایر ارزی یا افزایش نرخ بهره‌ی داخلی گردد (ویمارک[2]، ۱۹۹۵). یکی از شاخص‌های مهمی که در مطالعات مرتبط با بحران‌های ارزی از آن استفاده می‌شود، شاخص فشار بازار ارز می‌باشد. مفهوم اصلی شاخص فشار بازار ارز برای اولین بار توسط گیرتن و روپر[3] (۱۹۷۷) مطرح گردید. این محققان، مجموع تغییرات نرخ ارز و تغییرات ذخایر خارجی را فشار بازار ارز نامیدند و وزن یکسانی را برای این دو مؤلفه در نظر گرفتند. در واقع، گیرتن و روپر، فشار بازار ارز را با استفاده از یک مدل پولی ساده از تعادل تراز پرداخت‌ها، ارائه نمودند. سپس شاخص مذکور توسط روپر و ترنوفسکی[4] (۱۹۸۰) و ترنوفسکی[5] (۱۹۸۵) توسعه یافت؛ آن‌ها مدل اقتصادی باز کوچک را به کار گرفتند و مدل عمومی را با جایگزین کردن رویکرد پولی ساده بر اساس چارچوب IS-LM و با در نظر گرفتن حرکت کامل سرمایه توسعه دادند و بر خلاف روش گیرتن و روپر وزن یکسانی را به مؤلفه‌های شاخص فشار بازار ارز اختصاص ندادند. مهم‌ترین مطالعات انجام شده درباره‌ی شاخص فشار بازار ارز توسط ویمارک (۱۹۹۵، ۱۹۹۷a، ۱۹۹۷b، ۱۹۹۸) انجام شده است. وی شاخص فشار بازار ارز را به عنوان جمع وزنی تغییرات نرخ ارز و مداخله در بازار ارز در نظر گرفته است. مطابق با رویکرد ایچن گیرین و همکاران[6] (۱۹۹۴، ۱۹۹۵)، شاخص فشار بازار ارز، ترکیبی خطی از تفاضل نرخ بهره، درصد تغییرات در نرخ ارز و درصد تغییرات در ذخایر خارجی می‌باشد که برخلاف رویکرد ویمارک، با توجه به واریانس نمونه‌ی هر سه مؤلفه، شاخص فشار بازار ارز محاسبه می‌گردد. مطالعه‌ی فشار بازار ارز، دلالت‌های مهمی برای سیاست‌گذاری اقتصادی دربردارد. نخست آنکه، شاخص فشار بازار ارز به عنوان ابزاری برای

1. Kumah (2007)
2. Weymark (1995)
3. Girton and Roper (1977)
4. Roper and Turnovsky (1980)
5. Turnovsky (1985)
6. Eichengreen (1994 & 1995)

تعیین مسیر آینده‌ی تورم، برای بانک‌های مرکزی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. چنانچه درجه‌ی عبور نرخ ارز بالا باشد، تغییرات نرخ ارز مستقیماً به قیمت‌های داخلی اصابت می‌کند و نرخ‌های ارز اسمی می‌توانند منجر به تورم بالاتر شوند؛ از آن‌جا که مدیریت تورم یکی از اساسی‌ترین بخش‌های سیاست‌گذاری مدیریت اقتصاد کلان بشمار می‌رود لذا برآورد شاخص فشار بازار ارز در گردآوری اطلاعات دقیق جهت پیش‌بینی تورم لازم است. دوم، درجه‌ی شاخص فشار بازار ارز، در میزان اثرگذاری شوک‌های بین‌المللی بر اقتصاد داخلی، نقش کلیدی دارد. سوم، دانش سیاست‌گذاران راجع به میزان شاخص فشار بازار ارز به عنوان یکی از ابزارهای لازم و مؤثر برای دخالت مقامات پولی در خصوص میزان و نحوه‌ی مداخله در بازار ارز به شمار می‌رود که می‌تواند در بهبود تراز تجاری کشورها مفید باشد. از این رو، مطالعه‌ی حاضر درصدد است تا با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به بررسی و تجزیه و تحلیل رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۶:۴-۱۳۶۷:۴ بپردازد. این مطالعه در پنج بخش ارائه می‌گردد. در ادامه و در بخش دوم به ادبیات موضوع و کارهای تجربی انجام شده اشاره خواهد داشت. بخش سوم به تصریح مدل می‌پردازد. بخش چهارم نتایج ناشی از برازش مدل را ارائه می‌کند و بالأخره بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی بر اساس نتایج مدل اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری فشار بازار ارز

فشار بازار ارز به عنوان عارضه‌ی پولی ناشی از مازاد تقاضا یا عرضه‌ی پول داخلی معرفی می‌گردد که به سیاست‌گذاران پولی فشار وارد می‌نماید تا از ابزارهای پولی جهت تسکین اختلالات افزایش یا کاهش ارزش پول داخلی استفاده کنند (کوماه، ۲۰۰۷). از نظر کوماه (۲۰۰۷)، فشار بازار ارز به سه نوع فشار مجزا یعنی فشار افزایش ارزش پول، فشار کاهش ارزش پول و حرکت طبیعی نرخ ارز تقسیم شده است. مطابق با جدول (۱)، e_t بیان‌گر قیمت داخلی یک واحد پول خارجی و R_t نشان‌دهنده‌ی سطح ذخایر خارجی (بر اساس ذخایر پول داخلی) می‌باشد؛ همچنین Δe_t و ΔR_t به ترتیب درصدی از تغییرات نرخ ارز و درصدی از تغییرات سطح ذخایر خارجی را نشان می‌دهند.

جدول ۱: خصوصیات غیر خطی فشار بازار ارز

	$(\Delta \mathbf{e_t} < \mathbf{0})$	$(\Delta e_t \geq \mathbf{0})$
$(\Delta R_t > 0)$ افزایش سطح ذخایر خارجی	تقویت ارزش پول ملی (اندازه‌گیری برحسب شاخص برابری قدرت خرید (PPP) و برابری نرخ بهره‌ی غیر پوششی (UIP))	تغییرات نرمال نرخ ارز (مدل سازی شده براساس مدل تعادلی سبد دارایی افراد یا یک مدل پولی از تغییرات نرخ ارز)
$(\Delta \mathrm{R_t} \leq 0)$کاهش سطح ذخایر خارجی	تغییرات نرمال نرخ ارز (مدل سازی شده براساس مدل تعادلی سبد دارایی افراد یا یک مدل پولی از تغییرات نرخ ارز)	تضعیف ارزش پول ملی (اندازه‌گیری برحسب شاخص برابری قدرت خرید (PPP) و برابری نرخ بهره‌ی غیر پوششی (UIP))

منبع: Kumah (2008)

بنابراین با توجه به جدول (۱) می‌توان نتیجه گرفت که فشار بازار ارز دارای ماهیتی غیر خطی است و باید از روش‌های غیر خطی اقتصادسنجی جهت تجزیه و تحلیل آن استفاده نمود؛ بر این اساس، در این مطالعه جهت بررسی فشار بازار ارز از مدلی که مبتنی بر کار کوماه می‌باشد، بهره گرفته شده است. فرض کنید تقاضای واقعی برای پول $\left(m_t^d - p_t\right)$ به صورت یک تابع خطی- لگاریتمی از درآمد (y_t) و نرخ بهره‌ی داخلی (i_t) باشد:

$$m_t^d - p_t = \alpha y_t - \beta i_t + \vartheta_t \qquad (۱)$$

در معادله‌ی (۱)، α کشش درآمدی پول، β نیمه کشش بهره‌ی پول و v_t متغیر شوک پیش‌بینی نشده‌ی تقاضای پول می‌باشند. فرض انتقال کامل از تورم خارجی به قیمت‌های داخلی از طریق نرخ ارز (قیمت پول داخلی برحسب پول خارجی) ایجاب می‌کند که فرض برابری قدرت خرید مطلق (PPP) حفظ شود و همچنین تصمیمات کارگزاران برای انتخاب سبد دارایی افراد از فرض برابری نرخ بهره‌ی غیر پوششی (UIP) تبعیت کند. با در نظر گرفتن فرض برابری قدرت خرید می‌توان به جای قیمت داخلی (p_t) عبارت $(e_t + p_t^*)$ را جایگزین نمود و همچنین با مد نظر قرار دادن فرض برابری نرخ بهره‌ی غیر پوششی (UIP) می‌توان به جای نرخ بهره‌ی داخلی (i_t) معادل آن یعنی $\left(i_t^* + \mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|\mathrm{I}_t)\right)$ را قرار داد. بدین‌ترتیب معادله‌ی (۱) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$m_t^d = (e_t + p_t^*) + \alpha y_t - \beta\left(i_t^* + \mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|\mathrm{I}_t)\right) + v_t \qquad (۲)$$

که در آن، p_t^* قیمت خارجی و i_t^* نرخ بهره‌ی خارجی، e_t نرخ ارز اسمی (قیمت پول داخلی برحسب پول خارجی) و E عملگر انتظارات است، به گونه‌ای که $\mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|\mathrm{I}_t)$ تغییر نرخ ارز در آینده را با توجه به اطلاعات دوره جاری بیان می‌کند. عرضه‌ی پول داخلی از حاصل جمع اعتبارات داخلی d_t و ذخایر خارجی r_t تشکیل شده که با فرض ضریب پولی یک، در معادله‌ی (۳) نشان داده شده است:

$$m_t^s = d_t + r_t \qquad (۳)$$

همچنین فرض می‌شود که سیاست‌گذاران پولی با خرید و فروش ارز، طبق قانون زیر در بازار ارز خارجی دخالت می‌نمایند:

$$\Delta r_t = -\chi \Delta e_t \qquad (۴)$$

در معادله‌ی (۴)، پارامتر χ میزان دخالت بانک مرکزی در بازار ارز را نشان می‌دهد؛ بنابراین، سیاست‌گذاران پولی با توجه به تغییرات نرخ ارز که به صورت فشار افزایش یا کاهش ارزش پول (مطابق با جدول شماره (۱)) می‌باشد، با خرید و فروش ارز خارجی در بازار ارز خارجی مداخله می‌کنند. تحت نظام نرخ ارز کاملاً شناور، χ برابر صفر می‌باشد و نرخ ارز فقط از طریق تغییرات در عوامل اقتصادی تغییر می‌کند.

با گرفتن اولین تفاضل از معادلات (۲) و (۳) و با توجه به اینکه $\mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|\mathrm{I}_t)$ همان $\mathrm{E}(e_{t+1}|\mathrm{I}_t) - e_t$ می‌باشد، تغییرات در تقاضا و عرضه‌ی پول به صورت معادلات (۵) و (۶) خواهد بود:

$$\Delta m_t^d = \Delta e_t + \Delta p_t^* + \alpha \Delta y_t - \beta \mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|\mathrm{I}_t) + \beta \Delta e_t + \Delta v_t \qquad (۵)$$

$$\Delta m_t^s = \Delta d_t + \Delta r_t \qquad (۶)$$

با توجه به اینکه تعادل در بازار پول از برابر قرار دادن معادلات (۵) و (۶) حاصل می‌شود و همچنین با استفاده از معادله‌ی (۴)، نرخ ارز تعادلی به صورت تابعی از متغیرهای کلان اقتصادی و درجه‌ی دخالت بانک مرکزی به صورت معادله (۷) خواهد بود:

$$\Delta e_t = \frac{1}{(1+\beta+\chi)}\left(-\Delta p_t^* - \alpha \Delta y_t + \beta \Delta i_t^* - \beta\left(\mathrm{E}(\Delta e_{t+1}|\mathrm{I}_t)\right) + \Delta d_t - \Delta v_t\right) \qquad (۷)$$

با توجه به معادله‌ی (۷) در غیاب مداخله‌ی بانک مرکزی یعنی زمانی که $\chi = 0$ باشد، سطح قیمت‌های خارجی و سطح تولید داخلی ارتباط مستقیم با ارزش پول ملی دارند به گونه‌ای که با افزایش سطح قیمت‌های خارجی، ارزش پول ملی افزایش می‌یابد و همچنین با افزایش سطح تولید داخلی، تقاضا برای ارز خارجی کاهش یافته و از این طریق ارزش پول ملی افزایش پیدا می‌کند؛ اما نرخ بهره‌ی خارجی ارتباط معکوسی با ارزش پول ملی دارد بدین معنی که با افزایش نرخ بهره‌ی خارجی، سرمایه‌گذاری خارجی افزایش می‌یابد و در نتیجه ارزش پول ملی کاهش می‌یابد.
همچنین بر اساس معادله‌ی (۷)، تغییرات نرخ ارز تا حد زیادی به ضریب مداخله‌ی بانک مرکزی (χ) بستگی دارد: ۱. اگر این ضریب به سمت بی‌نهایت (مثبت یا منفی) میل کند، تغییرات نرخ ارز صفر خواهد بود $\left(\lim_{\chi\to\pm} \Delta e_t = 0\right)$ که این واقعیت در نظام نرخ ارز ثابت اتفاق می‌افتد. ۲. اگر ضریب مداخله صفر باشد $(\chi = 0)$، تغییرات نرخ ارز کاملاً شناور خواهد بود. ۳. اگر ضریب مداخله‌ی بانک مرکزی مقادیری بین صفر تا بی‌نهایت را اختیار کند، دلالت بر مداخله‌ی میانه و نظام شناور مدیریت شده دارد.
با مد نظر قرار دادن رابطه‌ی بین دخالت بانک مرکزی و حرکت نرخ ارز، می‌توان فشار بازار ارز را به پیروی از ویمارک (۱۹۹۸) به صورت ترکیب خطی تغییرات درصدی نرخ ارز (Δe_t) و تغییرات ذخایر خارجی نسبت به پایه‌ی پولی (Δr_t) به صورت معادله (۸) در نظر گرفت:

$$\mathrm{EMP}_t = \Delta e_t + \eta \Delta r_t \qquad (۸)$$

ضریب η، بنا به فرض منفی است. در کشوری که سیاست‌گذاران پولی در بازار ارز خارجی مداخله می‌کنند، شاخص فشار بازار ارز با استفاده از معادله‌ی (۸) تعریف می‌شود.
با جای‌گذاری معادله‌ی (۴) در معادله‌ی (۸) رابطه‌ی غیر خطی بین η و ضریب مداخله χ بدست می‌آید:

$$\mathrm{EMP}_t = (1 - \eta\chi)\Delta e_t \qquad (۹)$$

در معادله‌ی (۹)، $\eta \in [-1,0)$ که کشش نرخ ارز نسبت به ذخایر خارجی $\left(\eta = -\frac{\partial \Delta e_t}{\partial \Delta r_t}\right)$ را نشان می‌دهد و χ درجه‌ی دخالت بانک مرکزی است که می‌تواند مقادیرمختلفی را اختیار کند. معادله‌ی (۹) حاکی از ارتباط غیر خطی بین درجه‌ی دخالت بانک مرکزی (χ) و کشش نرخ ارز

نسبت به ذخایر خارجی (η) در معادله‌ی فشار بازار ارز می‌باشد؛ بنابراین در جدول (۲) خصوصیات غیر خطی فشار بازار ارز مشخص شده است:

جدول ۲: تعیین رژیم‌های مختلف بر اساس خصوصیات غیر خطی شاخص فشار بازار ارز

تقویت ارزش پول ملی	$\mathrm{EMP} < 0, \chi \neq 0, \chi \in (-(1+\beta), \infty), \Delta e_t < 0$
تغییرات نرمال نرخ ارز	$\mathrm{EMP} = 0, \chi = 0$
تضعیف ارزش پول ملی	$\mathrm{EMP} > 0, \chi \in \big(-\infty, -(1+\beta)\big), \Delta e_t > 0$

منبع: Kumah (2007)

۲-۲- مروری بر مطالعات انجام شده

برد و ماندیلارس[1] (۲۰۰۶) ارتباط بین عدم تعادل مالی و نوسان‌های نرخ ارز را در کشورهای آمریکای لاتین و آسیای شرقی طی بازه‌ی زمانی ۲۰۰۰- ۱۹۷۰ و با استفاده از شاخص وزنی فشار بازار ارز مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش مذکور، حاکی از آن است که در آمریکای لاتین عدم تعادل مالی اثر معناداری بر فشار بازار ارز داشته است در حالی که در آسیای شرقی این گونه نبوده است.

دی‌ماکدو و همکاران[2] (۲۰۰۹) تلاش نموده‌اند تا فشار بازار ارز را در پنج کشور آفریقایی طی سال‌های ۲۰۰۵- ۱۹۹۶ مقایسه نمایند؛ شاخص فشار بازار ارز محاسبه شده در این مطالعه به روش ایچن‌گیرین و همکاران می‌باشد. این محققان با بکارگیری الگوی EGARCH-M به این نتیجه دست یافتند که انبساط پولی با شاخص فشار بازار ارز بالاتر همراه است در حالی که کاهش ارزش نرخ ارز واقعی منجر به کاهش شاخص فشار بازار ارز می‌گردد.

لستانو[3] (۲۰۱۰) با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری به بررسی فشار بازار ارز در کشور اندونزی پرداخته است. بدین منظور از داده‌های فصلی طی دوره‌ی ۲۰۰۴:۴-۱۹۸۱:۴ استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی مثبتی بین فشار بازار ارز و اعتبار داخلی وجود دارد. همچنین رشد تولید نقش مهمی در تعیین فشار بازار ارز ایفا می‌کند؛ به طوری که رشد تولید و ضریب فزاینده‌ی پولی بر فشار بازار ارز اثر منفی دارند.

1. Bird and Mandilaras (2006)
2. De Macedo (2009)
3. Lestano (2010)

کمه و لیاکر[1] (۲۰۱۱) با استفاده از روش گیرتن و روپر (۱۹۷۷) شاخص فشار بازار ارز را محاسبه نموده و سپس با بکارگیری داده‌های ماهانه‌ی ۲۰۰۶- ۱۹۹۵ جمهوری چک در دو الگوی VAR به این نتیجه دست یافتند که نرخ رشد اعتبار داخلی در الگوی اول که مربوط به رژیم ثابت نرخ ارز می‌باشد، بی‌معنی اما در الگوی دوم که در آن نرخ ارز دارای نظام شناور مدیریت شده است، مثبت و معنادار است. همچنین نرخ بهره‌ی تفاضلی در رژیم ثابت، معنادار و در رژیم شناور مدیریت شده بی‌معنی است.

گیلال[2] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای با استفاده از روش ویمارک (۱۹۹۵) شاخص فشار بازار ارز را برای کشور پاکستان، طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۷۶ محاسبه نموده است، علاوه بر این با محاسبه‌ی مجدد شاخص با روش ایچن‌گیرین و همکاران طی همین دوره، عوامل تعیین کننده‌ی فشار بازار ارز را در ده کشور مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه دست یافت که باز بودن تجاری، باز بودن سرمایه و درآمد واقعی داخلی به خوبی شاخص فشار بازار ارز را توضیح می‌دهند.

پندی[3] (۲۰۱۲) در تحقیقی به بررسی اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز در کشور نپال پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اعتبار داخلی علامت خلاف انتظار دارد، در حالی که علامت ضریب تکاثری موافق نظریه بوده است و دیگر متغیرها بی‌معنا شده‌اند. نتایج بدست آمده از داده‌های فصلی مؤید معناداری متغیرها بویژه اعتبار داخلی و ضریب تکاثری پول می‌باشد.

ضیایی[4] (۲۰۱۲) با استفاده از روش ایچن‌گیرین و همکاران به محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز در ایران طی ۲۰۱۰- ۲۰۰۵ پرداخته و با بهره‌گیری از روش SVAR اثرات این شاخص را بر قیمت مصرف‌کننده، کسری بودجه و اعتبارات بخش خصوصی تحلیل نموده است. نتایج حاصل از تجزیه‌ی واریانس و توابع عمل و عکس‌العمل، حاکی از آن است که هرگونه شوک ناگهانی به شاخص فشار بازار ارز باعث افزایش قیمت مصرف کننده و کسری بودجه و کاهش اعتبارات داخلی می‌گردد. همچنین با وجود اینکه تأثیر شاخص فشار بازار ارز بر اعتبار داخلی ضعیف است اما اثر اعتبار داخلی بر فشار بازار ارز قابل ملاحظه می‌باشد.

گیلال و همکاران[5] (۲۰۱۳) با بهره‌گیری از روش ویمارک (۱۹۹۵) به محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز و شاخص مداخله برای کشور پاکستان، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵- ۱۹۷۶ پرداختند. نتایج

---

1. Kemme and Lyakir (2011)
2. Gilal (2011)
3. Pandy (2012)
4. Ziaei (2012)
5. Gilal (2013)

حاکی از آن است که تقاضا برای پول واقعی و معادله‌ی قیمت، ناپایدار است. در نتیجه از رویکرد فیلتر-کالمن برای ارزیابی تغییرات ساختاری استفاده شده است. شواهد نشان می‌دهد که فشار بازار ارز پایین و شاخص مداخله بانک مرکزی فعال است.

فرانکو و همکاران[1] (۲۰۱۴) با استفاده از یک ابزار عملیاتی به تجزیه و تحلیل فشار بازار ارز در آنگولا پرداخته‌اند. اقتصاد آنگولا دارای یک حساب مالی بسته، حساب جاری تقریباً کنترل شده، یک اقتصاد بر پایه‌ی دلار می‌باشد. این ویژگی‌ها یک اثر مستقیم بر روی تقاضای پول خارجی دارد و مدل خاصی برای آنگولا ایجاد می‌کند. این مدل به طور منطقی شاخصی را برای فشار بازار ارز فراهم می‌کند که شاخص مذکور شامل تغییرات صادرات، تغییرات واردات، نرخ بهره‌ی خارجی و تورم و تغییر در ذخایر خارجی است. در این مطالعه، شاخص فشار بازار ارز با استفاده از روش ایچن‌گیرین رز و ویپلز[2] (۱۹۹۴) و کلاسن و جاگر[3] (۲۰۱۱) محاسبه شده است.

فایدورا و بایک‌پی[4] (۲۰۱۵) به بررسی اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز در بعضی از کشورهای منتخب و در حال توسعه‌ی جنوب صحرای آفریقا پرداخته‌اند. در این مطالعه این حقیقت وجود دارد که اکثر کشورهای جنوب صحرای آفریقا اقتصادهای در حال توسعه دارند که دارای موقعیت خالص صادرات منفی هستند. این مطالعه با استفاده از روش پنل پویا و با در نظر گرفتن بیست کشور جنوب صحرای آفریقا طی دوره‌ی ۲۰۱۰- ۱۹۹۱، به آزمون این فرضیه می‌پردازد که آیا سیاست پولی انقباضی منجر به ارز پرقدرت می‌شود و بالعکس. نتایج نشان‌دهنده‌ی ارتباط منفی و معنادار بین سیاست پولی و فشار بازار ارز می‌باشد به این معنی که با برقراری سیاست پولی انقباضی، فشار بازار ارز کاهش می‌یابد. همچنین یافته‌های این مطالعه نشان‌دهنده‌ی ارتباط معنادار بین تولید کل، سطح بدهی‌های دولتی، توازن حساب جاری، رابطه‌ی مبادله و شاخص فشار بازار ارز می‌باشد.

گیلال و بایرن[5] (۲۰۱۵) با در نظر گرفتن پنلی از چهل کشور طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰- ۱۹۹۷، پیامدهای آزادسازی تجاری مالی بر شاخص فشار بازار ارز را مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین منظور از دو روش ایچن‌گیرین و همکاران و گیرتن و روپر برای محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که باز بودن حساب سرمایه در اقتصادهای پیشرفته، به دو

1. Franco (2014)
2. Eichengreen Rose and Wyplosz (1994)
3. Klassen and Jager (2011)
4. Fiador and Biekpe (2015)
5. Gilal and Byrne (2015)

شاخص محاسبه‌ی فشار بازار ارز و در بازارهای ضروری، به روش گیرتن و روپر وابسته است. اختلافی که در بازبودن حساب سرمایه برای اقتصادهای پیشرفته و بازارهای ضروری وجود دارد، ممکن است به دلیل توسعه‌ی بخش‌های مالی باشد.

هادیان و اوجی‌مهر (۱۳۹۲) با استفاده از یک الگوی خودرگرسیونی با انتقال ملایم (STAR) به بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز (EMP) در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۹۰:۳ – ۱۳۷۰:۱ پرداخته‌اند. بدین منظور، ابتدا شاخص فشار بازار ارز با بکارگیری یک روش الگو- مستقل محاسبه شده است. نتایج این برآورد نشان می‌دهد که شاخص فشار بازار ارز، ماهیتی غیرخطی داشته و بازار ارز ایران طی دوره‌ی مورد بررسی همواره با فشار کاهش یا افزایش ارزش پول داخلی مواجه بوده است.

باغجری و همکاران (۱۳۹۳) ضمن معرفی شاخص فشار بازار ارز به بررسی این‌که چگونه مقامات پولی ایران نسبت به فشار بازار ارز، طی دوره‌ی ۱۳۹۱:۴-۱۳۶۸:۱واکنش نشان داده‌اند، پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تئوری سنتی فشار بازار ارز در مورد ایران نیز صادق می‌باشد، به این معنا که اجرای سیاست انبساطی پولی منجر به افزایش فشار بر نرخ ارز می‌گردد. همچنین تأثیر متغیر ضریب تکاثری پول بر فشار بازار ارز مثبت و تأثیر متغیرهای تولید داخلی و قیمت نفت خام بر فشار بازار ارز منفی می‌باشد.

خیابانی و غلجه‌ای (۱۳۹۳) به بررسی رژیم‌های ارزی و فشار بازار ارز در یک اقتصاد صادرکننده‌ی نفت پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش درآمد صادرات نفت موجب افزایش مداخله‌ی بانک مرکزی در بازار ارز و افزایش ارزش پول ملی شده که با افزایش احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه شده است. در حالی که کاهش درآمدهای نفتی با افزایش احتمال گذار به رژیم تضعیف ارزش پول ملی و افزایش فشار نرخ ارز همراه بوده است.

باغجری و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی فشار بازار ارز و اندازه‌گیری درجه دخالت دولت در این بازار، طی دوره زمانی ۱۳۹۱:۴-۱۳۶۸:۱ پرداخته‌اند. در این مطالعه شاخص فشار بازار ارز بر مبنای رویکرد ویمارک (۱۹۹۵) محاسبه شده است. تکنیک استفاده شده جهت برآورد فشار بازار ارز، تکنیک همجمعی با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس می‌باشد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که طی سال‌های مورد بررسی، فشار بر نرخ ارز جهت کاهش ارزش پول داخلی

وجود داشته است. طی این سال‌ها ذخایر ارز خارجی حدود ۴۴ درصد از فشار وارد بر بازار ارز را جذب کرده است و ۵۶ درصد مابقی از طریق تغییرات در نرخ ارز جذب شده است.

ممی‌پور و جعفری (۱۳۹۶) به بررسی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. بدین منظور از مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر در طی زمان استفاده شده است. ابتدا رفتار نرخ ارز با استفاده از الگوی مارکوف سویچینگ تک متغیره با احتمال انتقال ثابت طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۳ برآورد شده و سپس عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در چارچوب احتمال انتقالات متغیر در طی زمان مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که رفتار نرخ ارز با دو رژیم تقویت و تضعیف ارزش پول ملی با تلاطم بالا و پایین قابل ارزیابی است و ذخایر ارزی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تورم و درآمدهای نفتی به عنوان متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران می‌باشند. بدین صورت که تغییرات ذخایر ارزی، احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی را کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به رژیم تضعیف را افزایش می‌دهد. همچنین افزایش تورم احتمال ماندن در رژیم تضعیف و احتمال گذار از تقویت به تضعیف را افزایش می‌دهد؛ یعنی با افزایش نرخ تورم، ارزش پول ملی کاهش یافته و بر فشار بازار ارز افزوده می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که افزایش درآمدهای نفتی از طریق افزایش درآمدهای ارزی بانک مرکزی موجب افزایش مداخله بانک مرکزی در بازار ارز و تقویت ارزش پول ملی شده که با افزایش احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه شده است.

۳- روش‌شناسی تحقیق

۳-۱- مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)

مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) دارای رژیم‌هایی است که توسط متغیر قابل مشاهده‌ی w_{t-d} و تابع انتقال $\mathrm{F}(w_{t-d})$ تعریف می‌شوند. در این مدل، y_t یک بردار $\mathrm{K}\times 1$ از متغیرهای درون زا و $y_t=(y_{1t},y_{2t},\dots,y_{Kt})'$ می‌باشد همچنین c یک بردار $\mathrm{K}\times 1$ از مقادیر ثابت، $\mathrm{A}_{i,j}$ ماتریس $\mathrm{K}\times\mathrm{K}$ از ضرایب رژیم i در وقفه j، s تعداد رژیم‌ها با پارامترهای خودرگرسیون متفاوت با $i=1,\dots,\mathrm{s}$ و p مرتبه خودرگرسیون با $j=1,\dots,p$ می‌باشد. به این ترتیب یک مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به صورت معادله (۱۰) نوشته می‌شود:

$$y_t = c_i + \sum_{j=1}^{p} \mathrm{A}_{i,j} y_{t-j} + \varepsilon_{t,i} \qquad if \quad r_{i-1} < w_{t-d} \leq r_i \tag{۱۰}$$

در مدل (۱۰)، $\varepsilon_{t,i}$ یک بردار $\mathrm{K} \times 1$ از فرایند اختلالات با میانگین صفر و واریانس برابر با $\sum$ و $\mathrm{E}(\varepsilon_t \varepsilon_l') = 0$ برای $l \neq t$ می‌باشد. متغیر انتقال w یکی از متغیرهای بردار y_t می‌باشد. این مدل چند متغیره‌ی غیرخطی فرض می‌کند که p برای هر متغیر و رژیمی یکسان بوده و تابع انتقال برای هر معادله مشابه می‌باشد. مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیمه به صورت مدل (۱۱) نوشته می‌شود:

$$y_t = \left(c_1 + \mathrm{A}_{1,1} y_{t-1} + \cdots + \mathrm{A}_{1,p} y_{t-p}\right)\left(\mathrm{I}(w_{t-d} \leq r)\right) + \left(c_2 + \mathrm{A}_{2,1} y_{t-1} + \cdots + \mathrm{A}_{2,p} y_{t-p}\right)\left(1 - \mathrm{I}(w_{t-d} \leq r)\right) + \varepsilon_t \tag{۱۱}$$

در مدل (۱۱)، $\mathrm{I}(0)$ تابع شاخص می‌باشد.

۳-۲- برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)

فرض کنید که $\mathrm{Y}_k = (y_{k1}, \ldots, y_{k\mathrm{T}})$ برداری از متغیر درون زای k^{th} با اندازه‌ی نمونه‌ی T باشد، همچنین $\varepsilon_k = (\varepsilon_{k1}, \ldots, \varepsilon_{k\mathrm{T}})$ بردار پسماند معادله‌ی متغیر درون‌زای k^{th} و $\mathrm{X}_{i,t-1} = \left(1, y_{t-1}, \ldots, y_{t-p}\right)$ ماتریس متغیرهای توضیحی در زمان t برای هر رژیم با پارامترهای خودرگرسیونی متفاوت باشد. بنابراین یک ماتریس $(1 \times (\mathrm{skp} + \mathrm{s}))$ برای تمام رژیم‌های $i = 1, \ldots, \mathrm{s}$ وجود دارد؛ در نتیجه برای کل نمونه، ماتریس $\mathrm{X}_{\mathrm{t}-1} = \left(\mathrm{X}_{1,t-1}, \ldots, \mathrm{X}_{\mathrm{s},t-1}\right)$ متغیر توضیحی عبارت از $\mathrm{X} = (\mathrm{X}_0, \ldots, \mathrm{X}_{\mathrm{T}-1})$ است. بردار پارامترهای معادله‌ی k^{th} برابر با $\theta_k = \left(\beta_{k,L}, \beta_{k,NL}\right)'$ است، که $\beta_{k,L}$ بردار $(1 \times (\mathrm{sKp} + \mathrm{s}))$ از مقادیر ثابت و پارامترهای خودرگرسیونی و $\beta_{k,NL}$ یک بردار از پارامترهای تابع غیر خطی می‌باشد.

در یک VAR آستانه‌ای دو رژیمه، $\beta_{k,NL} = [d, \mathrm{T}_k]$ است که به دلیل حضور VAR، بردار پارامترها در تابع انتقال برای هر معادله یکسان می‌باشد، برای تمام $l, m = 1, \ldots, \mathrm{K}$ داریم، $\beta_{l,NL} = \beta_{m,NL}$. بنابراین یک VAR غیر خطی به صورت ماتریس (۱۲) نوشته می‌شود:

$$\begin{bmatrix} \mathrm{Y}_1 \\ \mathrm{Y}_2 \\ \vdots \\ \mathrm{Y}_K \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_1(\mathrm{X}, \theta_1) \\ m_2(\mathrm{X}, \theta_2) \\ \vdots \\ m_K(\mathrm{X}, \theta_{\mathrm{K}}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_{\mathrm{K}} \end{bmatrix} \tag{۱۲}$$

در ماتریس (۱۲)، $m_i(0)$ یک تابع غیر خطی از X و θ_i به مثابه $m_i(0)$ یک بردار $(T \times 1)$ است. این سیستم برای این که در شکل خلاصه‌شده‌ای مانند زیر نوشته شود، بردارسازی شده است:

$$y = m(x, \theta) + u \qquad (۱۳)$$

در فرم فشرده‌ی (۱۳)، $y, m(x, \theta)$ و u بردارهای $(TK \times 1)$ و x یک ماتریس $TK \times (sKp + s)$ است و داریم $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_K)'$. بنابراین ماتریس کوواریانس پسماندهای $\sum$ برابر با تابع مجموع مجذور پسماندها می‌باشد.

$$S(\theta) = \big(y - m(x, \theta)\big)' \left(\widehat{\sum}^{-1} \otimes \mathrm{I_T}\right) \big(y - m(x, \theta)\big) \qquad (۱۴)$$

و برآوردکننده‌ی حداقل مربعات عبارت است از:

$$\hat{\theta} = arg \min_{\theta \epsilon \ominus} \det(\widehat{\sum}(\theta)) \qquad (۱۵)$$

به طوری که در رابطه‌ی (۱۵)، $\widehat{\sum}(\theta)$ به صورت $1/\mathrm{T} \sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{T}} \varepsilon_t \varepsilon_t'$ محاسبه می‌شود که معادل برآوردکننده‌ی حداکثر درست‌نمایی[1] فرض شده است که در آن پسماندها به صورت نرمال توزیع شده‌اند (گلنت[2]، ۱۹۸۷). مشروط به اینکه پارامترهای توابع انتقال به صورت $\theta_{NL} = \big(\beta_{1,NL}, \dots, \beta_{K,NL}\big)$ باشند، مسئله، برآورد خطی است. بنابراین، تابع مجموع مجذور پسماندها را می‌توان بر حسب θ_{NL} نوشت:

$$S(\theta_L | \theta_{NL}) = (y - \theta_L'(\theta_{NL})x)' \left(\widehat{\sum}^{-1} \otimes \mathrm{I_T}\right) (y - \theta_L'(\theta_{NL})x) \qquad (۱۶)$$

مدل‌های خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با ارزیابی $\det(\widehat{\sum}(\theta))$ برای هر مقدار ممکن از آستانه در حالت مدل‌های دو رژیمه تخمین زده می‌شوند که برای همه‌ی موارد $\theta_{NL} \in \ominus$ می‌باشد. آنگاه، $\hat{\theta}$ بردار پارامترهایی است که $det(\widehat{\sum}(\theta_L | \theta_{NL}))$ را برای $\theta_{NL} \in \ominus$ به حداقل می‌رساند.

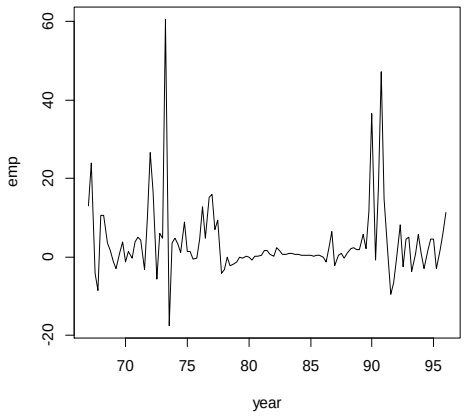
[1]. Maximum Likelihood Estimation
[2]. Gallant (1987)

تی‌سی[1] (۱۹۹۸) پیشنهاد کرد که $tr(\widehat{\sum}(\theta_L|\theta_{NL}))$ را به حداقل برسانیم، همچنین نشان داد که برآورد کننده ثابت بوده و برآوردهای θ_L به صورت مجانبی نرمال می‌باشند.

۴- یافته‌های تحقیق

۴-۱- بررسی متغیرهای تحقیق

در این مطالعه، ابتدا با بهره‌گیری از آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، داده‌های فصلی متغیرهای نرخ ارز غیر رسمی[2]، ذخایر خارجی[3] (R)، نقدینگی (M) و شاخص قیمت مصرف کننده[4] (CPI) مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۶:۴-۱۳۶۷:۴ استخراج شده است. جهت برآورد شاخص فشار بازار ارز به پیروی از ادواردز[5] (۲۰۰۲) و کوماه (۲۰۰۷)، جمع وزنی تغییرات نرخ ارز غیررسمی و تغییرات ذخایر خارجی در نظر گرفته شده است. بر این اساس، شاخص فشار بازار ارز به صورت $\Delta e_t - \frac{M_{\Delta e \Delta e}}{M_{\Delta R \Delta R}} \Delta R_t$ محاسبه شده است که در آن $M_{\Delta e \Delta e}$ و $M_{\Delta R \Delta R}$ به ترتیب بیانگر گشتاور دوم تغییرات نرخ ارز و گشتاور دوم تغییرات ذخایر خارجی می‌باشند. نمودار (۱) سری زمانی شاخص فشار بازار ارز را نشان می‌دهد.



نمودار ۱: شاخص فشار بازار ارز

منبع: محاسبات تحقیق

[1]. Tsay (1998)
[2]. Non - Official Rate
[3]. Foreign Reserves
[4]. Consumer Price Index
[5]. Edwards (2002)

نتایج حاصل از محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز در نمودار (۱) نشان می‌دهد که شاخص مذکور طی دوره‌ی مورد بررسی از میانگین ۳/۷۲۸ و انحراف معیار ۹/۵۳۹ و به ترتیب از مقادیر حداقل و حداکثر ۱۷/۴۱۷- و ۶۰/۴۵۷ برخوردار بوده است. با وجود اینکه در برخی از دوره‌ها، تغییرات نرخ ارز، نزدیک به صفر بوده است اما این امکان وجود دارد که شاخص فشار بازار ارز دارای رفتاری غیرخطی باشد و برای تجزیه و تحلیل آن بتوان از الگوی غیرخطی بهره گرفت. جهت تجزیه و تحلیل فشار بازار ارز از تفاضل لگاریتمی متغیرهای نقدینگی و شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شده است.

وضعیت ایستایی شاخص فشار بازار ارز، نرخ رشد نقدینگی و تورم با استفاده از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)، فیلیپس- پرون (PP) و کوویت‌کووسکی- فیلیپس- اشمیت- شین (KPSS) در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد

EMP	t-statistic	Test critical values (5%)
ADF	-۸/۴۵۰۸۶۳	-۱/۹۴۳۶۱۲
PP	-۸/۹۵۹۵۲۹	-۱/۹۴۳۶۱۲
	LM-stat	Asymptotic critical values
KPSS	۰/۱۰۶۶۲۹	۰/۴۶۳۰۰۰
LM	t-statistic	Test critical values (5%)
ADF	-۴/۲۹۳۴۷۳	-۲/۸۸۷۴۲۵
PP	-۵/۴۵۰۰۵۷	-۱/۹۴۳۶۱۲
	LM-stat	Asymptotic critical values
KPSS	۰/۰۵۶۵۳۷	۰/۴۶۳۰۰۰
INF	t-statistic	Test critical values (5%)
ADF	-۳/۶۲۶۴۰۲	-۲/۸۸۷۴۲۵
PP	-۳/۳۶۶۴۷۵	-۱/۹۴۳۶۱۲
	LM-stat	Asymptotic critical values
KPSS	۰/۱۸۹۷۷۳	۰/۴۶۳۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

با در نظر گرفتن نتایج جدول (۳) که نشان‌دهنده‌ی نتایج آزمون ریشه واحد می‌باشد و با توجه به اینکه قدر مطلق مقادیر آماره‌ی دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP) محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی جدول در سطح ۵٪ می‌باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه واحد و ناایستا بودن متغیرها، رد شده و متغیرهای مذکور ایستا می‌باشند. این موضوع با توجه به کوچکتر بودن مقادیر محاسباتی آماره‌ی KPSS برای متغیرهای مورد مطالعه، نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد.

بعد از بررسی ایستایی شاخص فشار بازار ارز و متغیرهای نرخ رشد نقدینگی و تورم با استفاده از آزمون‌های غیر خطی کینان[1]، تی‌سی[2] و بروک- دیکرت- شاینکمن[3]، به تحلیل امکان تبعیت شاخص فشار بازار ارز از یک رفتار غیر خطی پرداخته می‌شود. بر این اساس نتایج حاصل از آزمون‌های غیر خطی کینان و تی‌سی در جدول (۴)، نشان داده شده است.

جدول ۴: آزمون‌های غیر خطی کینان و تی‌سی- شاخص EMP

	آماره *t*	*p-value*	مرتبه خودرگرسیونی
کینان (۱۹۸۵)	۱۴/۹۵	./۰۰۰۱	۱
تی‌سی (۱۹۸۶)	۱۲/۸	۰/۰۰۰۵	۱

منبع: محاسبات تحقیق

همان طور که در جدول (۴) نشان داده شده است، مرتبه‌ی خودرگرسیونی شاخص فشار بازار ارز (EMP) با توجه به معیار اطلاعاتی آکائیک ۱ می‌باشد؛ همچنین با توجه به این‌که *p-value* مربوط به آزمون کینان و تی‌سی نزدیک به صفر می‌باشد، نتایج آزمون کینان و تی‌سی با رد فرضیه‌ی صفر بیان می‌کنند که شاخص مذکور از یک الگوی غیر خطی پیروی می‌نماید.

آزمون BDS که توسط بروک- دیکرت و شاینکمن معرفی شده است، در تعیین این‌که آیا سری زمانی مورد مطالعه از یک فرآیند خطی یا غیر خطی پیروی می‌کند، به کار می‌رود. در واقع این آزمون، تبعیت داده‌ها از یک فرآیند *i.i.d* را بررسی می‌کند. چنانچه آماره‌ی BDS یک عدد بزرگ و معنادار باشد، سری زمانی مورد نظر غیر خطی است. نتایج این آزمون با ترکیبات مختلف m و δ و با فرض این‌که m=۲ و δ به طور پیش فرض دارای ارزش‌های (۲، ۱/۵، ۱، ۰/۵) باشد، در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵: آزمون غیر خطی BDS- شاخص EMP

←δ For close points ↓m	[۴/۷۶۹۵]	[۹/۵۳۹]	[۱۴/۳۰۸۵]	[۱۹/۰۷۸]
[۲]	۶/۵۱۱ (۰)	۵/۶۳۵۹ (۰)	۴/۴۷۳۸ (۰)	۱/۱۰۶۲ (۰/۰۲)

توضیح: اعداد داخل براکت در ردیف نشان‌دهنده δ برای اعداد نزدیک و عدد داخل براکت در ستون نشان‌دهنده ابعاد تعبیه شده (m) هستند. اعداد داخل جدول، آماره‌های آزمون BDS و اعداد اخل پرانتز p-value آزمون هستند.

منبع: محاسبات تحقیق

[1]. Keenan
[2]. Tsay
[3]. BDS

نتایج آزمون BDS در خصوص شاخص فشار بازار ارز نیز نشان می‌دهد که این شاخص از یک فرایند غیر خطی تبعیت می‌کند.

۴-۲- تعیین طول وقفه‌ی بهینه

به منظور تخمین مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)، ابتدا باید با بهره‌گیری از یک مدل خودرگرسیون برداری خطی (LVAR)، طول وقفه‌ی بهینه‌ی مدل مشخص شود. از بین معیارهای اطلاعاتی، برای تعیین طول وقفه‌ی بهینه از معیار اطلاعاتی آکائیک[1] (AIC) استفاده شده است. بر این اساس، با حداقل‌سازی معیار اطلاعاتی آکائیک، وقفه‌ی بهینه مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای برابر ۷ می‌باشد.

جدول ۶: وقفه‌ی بهینه‌ی مدل LVAR

طول وقفه	AIC
۱	۵۷۲/۵۰۹۳
۲	۵۱۵/۱۰۷۴
۳	۴۹۵/۰۶۱۱
۴	۴۷۳/۲۱۵
۵	۴۵۰/۷۹۴۹
۶	۴۴۶/۵۹۴
۷	۴۴۰/۱۸۸۱
۸	۴۴۸/۴۹۹۷

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۳- تعیین تعداد رژیم

با در نظر گرفتن شاخص فشار بازار ارز (EMP) به عنوان متغیر آستانه، رفتار مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) بررسی می‌شود. در صورتی که EMP، متغیر آستانه باشد و شاخص فشار بازار ارز پایین‌تر از مقدار آستانه باشد، مشاهدات در رژیم پایین فشار بازار ارز قرار دارند و اگر شاخص فشار بازار ارز بالاتر از مقدار آستانه باشد، بیانگر رژیم بالای فشار بازار ارز می‌باشد.
برای آزمون فرضیه‌ی صفر که بیانگر رفتار خطی شاخص فشار بازار با وجود یک رژیم (m=۱) می‌باشد در مقابل فرضیه‌ی وجود انواع رفتارهای غیر خطی با وجود دو یا سه رژیم (m=۲،۳)، از

[1]. Akaike Information Criterion

بسط چند متغیره‌ی آزمون هانسن (۱۹۹۹) و لو و زیووت[1] (۲۰۰۱) استفاده شده است. در واقع با بهره‌گیری از آزمون LR، تعداد رژیم‌ها تعیین شده است. با در نظر گرفتن شاخص فشار بازار ارز به عنوان متغیر آستانه، نتایج مربوط به آزمون LR در جدول (۷) نشان داده شده است. با آزمون یک مدل VAR خطی در مقابل مدل VAR آستانه‌ای دو رژیمه و سه رژیمه و با در نظر گرفتن *p-value*، فرضیه‌ی صفر که بیان‌کننده‌ی رفتار خطی مدل می‌باشد رد می‌شود و با انجام آزمون VAR آستانه‌ای دو رژیمه در برابر VAR آستانه‌ای سه رژیمه، فرضیه‌ی صفر آزمون که مبنی بر دو رژیمه بودن مدل VAR آستانه‌ای می‌باشد، پذیرفته می‌شود.

جدول ۷: نتایج آزمون LR- شاخص فشار بازار ارز به عنوان متغیر آستانه

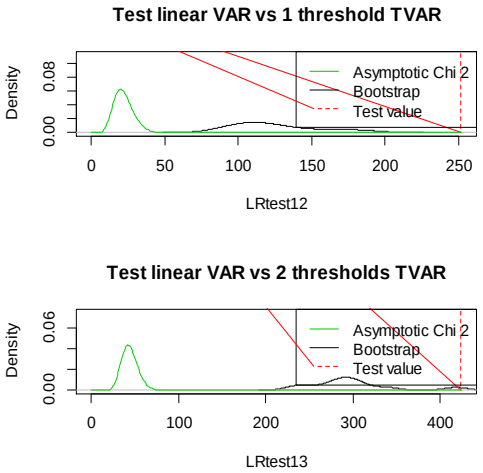
آزمون LR	
VAR خطی در مقابل VAR آستانه‌ای دو رژیمه	
آماره LR	۱۶۵/۰۷۹۸
	[۰/۰۰۰۰]
VAR خطی در مقابل VAR آستانه‌ای سه رژیمه	
آماره LR	۲۵۷/۳۸۹۷
	[۰/۰۰۰۰]
VAR آستانه‌ای دو رژیمه در مقابل VAR آستانه‌ای سه رژیمه	
آماره LR	۹۲/۳۰۹۹۲
	[۰/۱]

منبع: محاسبات تحقیق

مقادیر داخل کروشه بیانگر (*p-value*) می‌باشد.

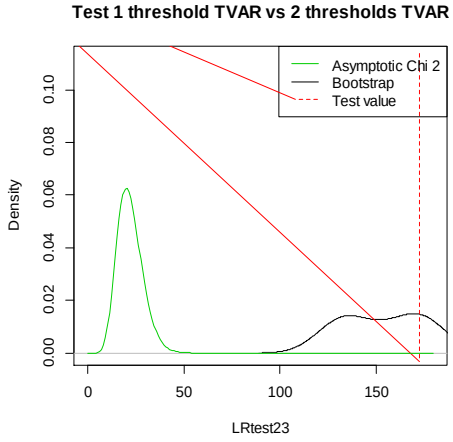
نتایج آزمون LR جهت بررسی وجود یک آستانه (مدل دو رژیمه) یا دو آستانه (مدل سه رژیمه) در مدل VAR تصریح شده در دو نمودار (۲) و (۳) ارائه شده است.

[1] .Lo and Zivot (2001)



نمودار ۲: آزمون LR جهت بررسی VAR خطی در مقابل TVAR با یک آستانه و دو آستانه

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار ۳: آزمون LR جهت بررسی TVAR یک آستانه‌ای در مقابل TVAR دو آستانه‌ای

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۴- برآورد مدل

با توجه به طول وقفه‌ی بهینه‌ی تعیین شده توسط مدل خودرگرسیون برداری خطی و نتایج حاصل از آزمون LR که طول وقفه‌ی متغیر آستانه را برابر یک تعیین کرده است، مدل VAR آستانه‌ای دو رژیمه برآورد و نتایج در جدول (۸) بیان شده است.

جدول ۸: نتایج برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)

	EMP(-1)≤٤/٦٤٤: رژیم پایین	EMP(-1)>٤/٦٤٤: رژیم بالا
Constant	۱/۳۳۵۵ (۴/۲۲۲۶)	-۳۲/۷۲۰۸** (۱۴/۸۳۹۷)
LM(-۱)	۰/۰۵۵۴ (۰/۷۴۱۹)	۴/۹۳۳۴ (۳/۶۶۹۰)
INF(-۱)	-۱/۰۳۸۹ (۱/۰۸۶۲)	-۱۲/۳۱۷۱*** (۳/۷۱)
EMP(-۱)	۰/۲۵۶۲ (۰/۲۸۹۷)	-۰/۷۷۴۱*** (۰/۲۲۸۸)
LM(-۲)	-۰/۹۳۴۸ (۰/۸۰۱۱)	۱/۴۸۳۶ (۲/۴۶۱۰)
INF(-۲)	۰/۹۵۵۸ (۱/۰۱۵۶)	۳۴/۲۱۲۴*** (۷/۰۴۶۱)
EMP(-۲)	۰/۱۵۱۰ (۰/۱۰۴۷)	۰/۳۵۲۸ (۰/۴۵۹۲)
LM(-۳)	-۰/۵۰۲۳ (۰/۷۱۴۱)	۱۹/۳۳۳۶*** (۴/۱۸۷۳)
INF(-۳)	۰/۱۷۶۷ (۱/۰۱۵۳)	۷/۴۱۸۴** (۳/۲۸۵۲)
EMP(-۳)	-۰/۰۶۵۰ (۰/۰۹۸۴)	۰/۸۲۹۳*** (۰/۲۷۶۳)
LM(-٤)	۰/۲۷۶۸ (۰/۶۸۶۳)	-۱۳/۰۹۱۲*** (۳/۱۳۶۸)
INF(-٤)	۰/۴۳۴۸ (۱/۰۴۰۳)	۰/۷۳۴۸ (۶/۰۹۱۳)
EMP(-٤)	-۰/۰۷۴۵ (۰/۱۲۵۸)	-۰/۰۹۷۵ (۰/۲۲۳)
LM(-۵)	۰/۱۴۴۹ (۰/۷۶۱۳)	-۴/۳۹۵۱*** (۱/۶۳۸۶)
INF(-۵)	۱/۰۰۴ (۰/۸۷۷۸)	-۱۷/۵۴۸۴*** (۵/۵۶۶۶)
EMP(-۵)	-۰/۰۶۴۹ (۰/۰۸۹۵)	-۰/۱۱۹۹ (۰/۵۰۶۷)
LM(-٦)	۰/۰۹۲۹ (۰/۷۱۶۴)	۹/۷۱۹۳** (۴/۳۴۲۸)
INF(-٦)	-۰/۲۲۱۸ (۰/۹۶۳۹)	-۰/۹۶۱۰ (۶/۲۸۴۳)
EMP(-٦)	-۰/۰۲۴۱ (۰/۰۷۴۹)	-۰/۴۴۸۶ (۰/۶۹۷۷)
LM(-۷)	۰/۳۷۹۰ (۰/۷۲۲۴)	-۱/۱۴۱۸ (۲/۵۱۷۶)
INF(-۷)	-۰/۱۸۰۵ (۰/۷۶۲۴)	-۸/۸۳۹۳** (۳/۵۸۲۹)
EMP(-۷)	-۰/۰۷۲۸ (۰/۱۰۶۸)	۰/۲۳۲۸ (۰/۶۰۹۵)

منبع: محاسبات تحقیق

***، **، * به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشند.

مقادیر داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار است.

با توجه به جدول (۸)، متغیر شاخص فشار بازار ارز با یک وقفه (EMP_{t-1}) به عنوان متغیر آستانه در نظر گرفته شده است و با توجه به نتایج تخمین مدل TVAR، مقدار متغیر آستانه ۴/۶۴۴ برآورد شده است. بر این اساس، ۷۶/۴٪ مشاهدات در رژیم پایین و ۲۳/۶٪ مشاهدات در رژیم بالا قرار گرفته‌اند.

نتایج حاصل از برآورد مدل TVAR با در نظر گرفتن شاخص فشار بازار ارز به عنوان متغیر آستانه نشان می‌دهد که در رژیم پایین فشار بازار ارز (رژیم افزایش ارزش پول داخلی)، مقادیر با وقفه‌ی متغیر وابسته، تورم و نرخ رشد نقدینگی اثر معناداری بر شاخص فشار بازار ارز ندارند.

در رژیم بالای فشار بازار ارز (رژیم کاهش ارزش پول داخلی)، وقفه‌ی اول، پنجم و هفتم متغیر تورم ($INF(-7)$، $INF(-5)$، $INF(-1)$) اثر منفی و معناداری بر EMP دارند. وقفه‌ی چهارم و پنجم نرخ رشد نقدینگی، به عنوان یکی از ابزارهای سیاست پولی اثر منفی و معناداری بر EMP دارند اما سایر مقادیر با وقفه‌ی شاخص فشار بازار ارز، تورم و نرخ رشد نقدینگی اثر مثبت و معناداری بر EMP دارند به گونه‌ای که افزایش فشار بازار ارز را تشدید می‌کنند به این معنی که باعث کاهش ارزش پول داخلی می‌شوند. بنابراین، اگرچه در اقتصاد ایران طی دوره‌ی مورد مطالعه، ۷۶/۴٪ از مشاهدات در رژیم پایین قرار گرفته‌اند ولی ارتباط متغیرهای تورم و رشد نقدینگی با فشار بازار ارز در اقتصاد ایران معنادار نیست؛ اما با چرخش رژیم فشار بازار ارز و قرار گرفتن در رژیم بالا، متغیرها اثر معناداری بر شاخص فشار بازار ارز دارند به گونه‌ای که باعث افزایش یا کاهش فشار بازار ارز می‌شوند.

۵- نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی

هدف مطالعه‌ی حاضر تحلیل فشار بازار ارز در اقتصاد ایران می‌باشد. بدین منظور، ابتدا به پیروی از ادواردز (۲۰۰۲) و کوماه (۲۰۰۷)، شاخص فشار بازار ارز از جمع وزنی تغییرات نرخ ارز غیررسمی و تغییرات ذخایر خارجی محاسبه شده است. نتایج حاصل از محاسبه‌ی شاخص فشار بازار ارز نشان می‌دهد که شاخص مذکور، طی دوره‌ی مورد بررسی از میانگین ۳/۷۲۸ و انحراف معیار ۹/۵۳۹ و به ترتیب از مقادیر حداقل و حداکثر ۱۷/۴۱۷- و ۶۰/۴۵۷ برخوردار بوده است. نتایج حاصل از آزمون‌های غیر خطی کینان، تی‌سی، بروک و همکاران نشان می‌دهد که شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران از رفتاری غیر خطی تبعیت می‌کند. نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با در نظر گرفتن شاخص فشار بازار ارز به عنوان متغیر آستانه نشان می‌دهد که در

رژیم پایین فشار بازار ارز، مقادیر با وقفه‌ی متغیر وابسته، تورم و نرخ رشد نقدینگی اثر معناداری بر شاخص فشار بازار ارز ندارند اما با چرخش رژیم فشار بازار ارز و قرار گرفتن در رژیم بالا، متغیر تورم اثر مثبت و معناداری بر شاخص فشار بازار ارز دارد به این معنی که در رژیم بالای فشار بازار ارز با افزایش تورم، شاخص فشار بازار ارز افزایش و ارزش پول داخلی کاهش می‌یابد، بنابراین سیاست کنترل تورم در ثبات فشار بازار ارز از اولویت بالایی برخوردار است. همچنین در رژیم بالا، نقدینگی اثر مثبت و معناداری بر شاخص فشار بازار ارز دارد و باعث کاهش ارزش پول داخلی می‌شود. در نتیجه، اعمال سیاست‌های پولی انقباضی در دوران افزایش فشار بازار ارز، می‌تواند این فشار را تعدیل کند. بنابراین متغیرهای تورم و رشد نقدینگی تنها در رژیم‌های بالای فشار بازار ارز می‌توانند بر این شاخص اثرگذار باشند. در نتیجه کنترل تورم و اعمال سیاست‌های پولی تنها در رژیم‌های بالای فشار بازار ارز در اقتصاد ایران اثرگذار است.

منابع و مآخذ

۱. باغجری، محمود. حسینی‌نسب، ابراهیم. و نجارزاده، رضا (۱۳۹۳). "اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز: مطالعه موردی ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۲۲**: ۷۸-۵۳.

۲. خیابانی، ناصر. و غلجه‌ای، ناصر (۱۳۹۳). "رژیم‌های ارزی و فشار بازار ارز در یک اقتصاد صادرکننده نفت (مورد ایران)". فصلنامه علمی- پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه **۱۹**(۳): ۲۲-۳.

۳. هادیان، ابراهیم. و اوجی‌مهر، سکینه (۱۳۹۳). "بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران با استفاده از یک الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم (STAR)". فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران **۳**(۱۰): ۲۶۶-۲۴۷.

4. Bird, G. and Mandilaras, A. (2006). "Regional Heterogeneity in the Relationship between Fiscal Imbalances and Foreign Exchange Market Pressure". Journal of World Development **34**(7): 1171-1181.
5. De Macedo J. Pereira, L. and Reis, A. (2009). "Comparing Exchange Market Pressure across Five African Countries". Journal of Open Econ Rev **20**: 645-682.
6. Edwards, S. (2002). "Does the Current Account Matter?". National Bureau of Economic Research 21-76.
7. Franco, F. Delgado J. Monteiro S. and Silva P. (2014). "Exchange Rate Pressure in Angola, Nova Africa Center for Business and Economic Development Working Paper Series". Working Paper N0. 1502.
8. Gallant, A. R. (1987). *Nonlinear Statistical Models*, John Wiley, New York.
9. Gilal, M. A. (2011). *Exchange Market Pressure and Monetary Policy: A Case Study of Pakistan*, University of Glasgow.
10. Gilal, M. A. and Byrne J. P. (2015). "Foreign Exchange Market Pressure and Capital Controls". International Financial Markets Institutions and Money **37**: 42-53.
11. Gilal, M. A. and Chandio R. (2013). "Exchange Market Pressure and Intervention Index for Pakistan: Evidence from a Time-Varying Parameter Approach". GSTF Journal on Business Review (GBR) **2**(4).
12. Girton, L. D. & Roper, E. (1977). "A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience". American Economic Review **67**(4): 537-548.
13. Hansen, B. (1999). "Testing for Linearity". Journal of Economic Surveys **13**: 551-576.
14. Kemme, D.M. & Lyakir, G. (2011). "From Peg to Float: Exchange Market Pressure and Monetary Policy Pressure in the Czech Republic". Review of International Economics **19**(1): 93-108.

15. Kumah, A.Y. (2007). "A Markov-Switching Approach to Measuring Exchange Market Pressure". International Journal of Finance and Economics **16**: 114-130.
16. Lestano, (2010). "A Structural VAR Model of Exchange Rate Market Pressure: The Case of Indonesia". Majalah Ekonomi **20**(1).
17. Lo, M.C. & Zivot, E. (2001). "Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price". Macroeconomic Dynamics **5**: 533-76.
18. Pandy, A. (2012). "Impact of Monetary Policy on Exchange Market Pressure: The Case of Nepal". Journal of Asian Economics **37**:59-71.
19. Tsay R. S. (1998). "Testing and Modeling Multivariate Threshold Models". Journal of American Statistical Association **93**: 1188-1202.
20. Weymark, D.N. (1995). "Estimating Exchange Market Pressure & the Degree of Exchange Market Intervention for Canada". Journal of International Economics **39**(3-4): 273-295.
21. Weymark, D.N. (1998). "A General Approach to Measuring Exchange Market Pressure". Oxford Economic Papers **50**(1): 106-121.
22. Ziaei S. M. (2012). "Evaluating the Market Exchange Rate Pressure in Inflation Condition (An Empirical Evidence of Iran)". Lecturer in Economics Faculty of Management and Human Resource Development Universiti Teknologi Malaysia (UTM). Journal of Basic and Applied Scientific Research **3**(11): 304-309.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

عوامل مؤثر بر شکل‌گیری طبقات فقیر در ایران (رویکرد داده‌های شبه تابلویی)[۱]

کمال غضنفری اقدم[۲]
زهرا میلا علمی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۵/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۲۰

چکیده

فقر به عنوان یکی از معضلات اجتماعی-اقتصادی، مانع از رسیدن جوامع به رشد و توسعه پایدار می‌شود. از این رو، کاهش فقر یکی از اهداف کشورهای در حال توسعه به شمار می‌آید. لازمه اجرای سیاست‌های کاهش فقر، شناخت فقر و عوامل مؤثر بر آن است. لذا در این مطالعه، ابتدا خط فقر نسبی در سطح استان و به تفکیک شهر و روستا، با روش ۵۰ درصد میانگین مخارج خانوار و استفاده از ریز داده‌های طرح هزینه-درآمد مرکز آمار ایران برای ۳۸۳۰۳ خانوار در سال ۱۳۹۲ محاسبه شد. سپس بر اساس خط فقر محاسباتی، خانوارهای فقیر شناسایی و تحلیل داده‌ای شدند. پردازش اولیه داده‌ها نشان داد که در برنامه‌های فقر زدایی باید به مسئله آمایش سرزمین توجه شود.

در مرحله بعد، الگوی مورد مطالعه، جهت بررسی عوامل مؤثر بر احتمال ورود یا خروج از چرخه فقر با روش حداکثر درستنمایی برآورد شد. نتایج برآورد مدل لاجیت داده‌های شبه تابلویی با اثرات تصادفی، نشان داد که زن بودن سرپرست خانوار اثر معناداری بر فقر دارد. متغیرهای سال‌های تحصیل و وضعیت درآمدی سرپرست خانوار، تعداد افراد باسواد و تعداد افراد شاغل خانوار اثری معنادار بر احتمال خروج از فقر دارند. بین بعد خانوار و احتمال فقیر شدن، رابطه

---

[۱]. این مقاله برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد کمال غضنفری با عنوان "عوامل موثر بر احتمال خروج از فقر در ایران: کاربرد روش داده‌های شبه تابلویی" به راهنمایی دکتر زهرامیلا علمی بوده است.

[۲]. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه مازندران kamal.gh.13@gmail.com

[۳]. استاد گروه علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول) z.elmi@umz.ac.ir

مستقیم وجود دارد. هم‌چنین بین زندگی در مناطق شهری و احتمال فقیر شدن نیز رابطه مستقیم وجود دارد. تاثیر سن سرپرست خانوار بر فقر U شکل بوده است. یعنی در سال‌های جوانی و میان‌سالی احتمال خروج از فقر وجود دارد در حالی که با ورود به دوران پیری احتمال قرارگیری در دایره فقر افزایش می‌یابد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که در برنامه‌های فقرزدایی به افراد مسن به ویژه زنان سرپرست خانوار کم درآمد و بدون درآمد توجه ویژه‌ای شود.

واژگان کلیدی: خط فقر نسبی، فقر روستایی، فقر شهری، مدل لاجیت داده‌های شبه تابلویی، ریز داده‌های طرح هزینه- درآمد خانوار، ایران.

Keywords: Relative Poverty Line, Rural Poverty, Urban Poverty, Logit Model of Pseudo- Panel Data, Micro Data of Household Income-Expenditure Survey, Iran.

JEL Classification: I32, C23, R20.

۱- مقدمه

جوامع انسانی در طول تاریخ با مسائل گوناگونی مواجه بوده که فقر یکی از دیرپاترین آن‌ها است. عمق و وسعت فقر در جوامع گوناگون به اقتضای شرایط اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی متفاوت است. نحوه‌ی مواجهه با فقر نیز به اقتضای همین شرایط، گوناگون است. این تمایز و تنوع تا حدی است که فقر در برخی از جوامع، از جمله جوامعی که در آن نظام کاستی[۱] حکم‌فرما است، نه تنها به عنوان یک مسئله و نابسامانی در نظر گرفته نمی‌شود بلکه به عنوان امری عادی و طبیعی لحاظ می‌گردد. وجود فقر در هر جامعه بیان‌گر عملکرد نادرست و نامناسب فرآیند توزیع درآمد و ثروت در آن جامعه است. علاوه بر این، فقر معضلاتی از جمله عدم توسعه پایدار، تهدید ثبات سیاسی و به خطر انداختن سلامت جسمی و روحی ملت‌ها را در پی دارد. بر همین اساس، دولت‌ها برنامه‌ها و سیاست‌هایی را در زمینه کاهش و یا امحاء فقر اتخاذ می‌کنند. لازمه تاثیر این سیاست‌ها، درک ماهیت فقر و عوامل مؤثر بر آن است. بدیهی است که کم توجهی در این زمینه، سیاست‌گذاری‌های اشتباه، اتلاف منابع اقتصادی و در نهایت تداوم فقر را به دنبال خواهد داشت.

در ایران، دولت‌ها در دوره‌های مختلف به شکل‌های گوناگون در راستای کاستن از فقر و محرومیت اقدام کرده‌اند. توسعه‌ی خدمات زیربنایی در روستاها از جمله تامین آب آشامیدنی، تامین بهداشت و مراقبت‌های اولیه، برق رسانی و برقراری نظام حمایت از سالمندان روستایی و نیز توسعه بیمه همگانی و پوشش‌های حمایتی از بارزترین مصداق‌های این خدمات به شمار می‌آید. با این همه، بررسی‌های صورت گرفته حاکی از فراز و فرود در مبارزه با فقر است. مطالعه باقری و همکاران (۱۳۸۶)، نشان می‌دهد طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۳ درصد فقرا بر اساس روش ۲۳۰۰ کالری و هم‌چنین شکاف فقر، روندی نزولی داشته است. در حالی که مطالعه حیدری و همکاران (۱۳۹۴)، نشان می‌دهد طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۲ هرچند در برخی سال‌ها درصد فقرا کاهش یافته اما در کل، درصد فقرا روندی افزایشی داشته است.

با توجه به اهمیت فقر و شناسایی عوامل مؤثر بر آن، در این مطالعه با بهره‌گیری از ریزداده‌های طرح هزینه-درآمد خانوار مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۲ و روش اقتصادسنجی داده‌های شبه

---

[۱]. کاسْت نوعی نظام اجتماعی در کشور هند است. در این نظام مزایای اجتماعی بر اساس نقش‌های انتسابی توزیع می‌شود. در نظام کاسْت، افراد عضو در رتبه‌های مختلف، حق گذر به رتبه‌های دیگر را ندارند و باید شرایط ویژه‌ای را در رفتار و اعمال خود و رابطه با اعضای رتبه‌های دیگر رعایت کنند. کاسْت، انتساب‌سالاری و ضدّ شایسته‌سالاری است.

تابلویی، عوامل مؤثر بر فقر بررسی شده است. از آن‌جا که تفاوت‌های جغرافیایی و منطقه‌ای در محاسبه خط فقر مؤثر است، لذا در این پژوهش تمامی استان‌ها در سطح شهر و روستا به تفکیک مورد بررسی قرار گرفته‌اند. محاسبه خط فقر در سطح استان‌ها و به تفکیک شهر و روستا یکی از تمایزات مهم این مطالعه با سایر مطالعاتی است که در ایران انجام شده است. مورد دیگر، استفاده از ریزداده‌های یک سال و دسته‌بندی آن در سطح استان‌ها و استفاده از روش داده‌های شبه‌پانلی[۱] است که در مطالعات پیشین، در پایان‌نامه ابراهیم‌پور (۱۳۹۰) در بررسی فقر زنان سرپرست خانوار ملاحظه شد که ایشان از مناطق نه‌گانه برای دسته‌بندی داده‌ها استفاده نموده است. در این مطالعه، ابتدا ۶۲ خط فقر با روش ۵۰ درصد میانگین مخارج خانوار برای ۳۱ استان به تفکیک روستا و شهر محاسبه و سپس خانوار فقیر و خانوار غیر فقیر از هم تفکیک شدند. بدین ترتیب توصیف داده‌ها و برآورد اقتصادسنجی داده‌های شبه تابلویی امکان‌پذیر شد.

ساختار مقاله بدین ترتیب است که پس از بیان مقدمه، تعاریفی از فقر و عوامل مؤثر بر آن ارائه می‌شود. در بخش بعدی، مروری بر مطالعات داخلی و خارجی در ارتباط با پدیده فقر صورت می‌گیرد. پس از ارائه روش تحقیق، خط فقر نسبی برای استان‌های ایران، به تفکیک شهر و روستا محاسبه می‌شود تا بر اساس آن خانوارهای فقیر شناسایی و ویژگی‌های آن‌ها بررسی شود. سپس، نتایج برآورد مدل با داده‌های شبه پانلی و روش حداکثر درستنمایی ارائه می‌شود. بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری و راهبردهای سیاستی اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- تعریف فقر (مطلق و نسبی)

در ادبیات فارسی واژه «فقر» در لغت عبارت از نداشتن مایحتاج است و فقیر به کسی گفته می‌شود که پول کافی برای نیازهای اساسی ندارد یا کسی که پول بسیار کمی دارد. با توجه به چند بعدی بودن پدیده فقر، ارائه تعریف جامع و کامل از آن دشوار است. در ادامه به تعریف چند تن از محققان راجع به فقر اشاره خواهد شد.

---

[۱]. دو روش برای ایجاد داده‌های شبه پانلی یا ساختگی و یا مصنوعی وجود دارد. یکی از آن‌ها با کوهورت‌گیری در سال‌های متوالی است (راغفر و همکاران (۱۳۹۳) و علمی و نیک‌بین (۱۳۹۵)) و دیگری استفاده از داده‌های یک سال و ایجاد پانل ساختگی است (ابراهیم‌پور (۱۳۹۰)). برای مطالعه بیشتر در زمینه داده‌های شبه پانلی به مقاله دیتون در سال ۱۹۸۵ مراجعه نمایید.

به گفته‌ی تانسند[1] (۱۹۸۵)، خانواده‌ها و گروه‌های جمعیتی را زمانی می‌توان فقیر به حساب آورد که با فقدان منابع برای کسب انواع رژیم‌های غذایی، مشارکت در فعالیت‌ها و شرایط و امکانات معمول زندگی، مواجه باشند. او هم‌چنین بیان می‌کند که نیازهای زندگی ثابت نیستند و دائماً با تغییراتی که در جامعه و محصولات اتفاق می‌افتد، تغییر می‌یابند. طبق تعریف آتکینسون[2] (۱۹۸۹)، حق برخورداری از منابع و امکانات اجتماعی-اقتصادی به عنوان شاخصی برای فقر در نظر گرفته می‌شود، و اگر درآمد فرد از میزان مشخصی پایین‌تر باشد، به آن‌ها دسترسی نخواهد یافت.

فقر را می‌توان بر اساس مفاهیم گوناگونی ارزیابی کرد. فقر مطلق وضعیتی است که، فرد درآمد لازم برای تهیه حداقل‌ها را ندارد. فقر نسبی مفهومی است که بر استاندارد پایین زندگی یا درآمد پایین نسبت به بقیه جامعه مبتنی است (پور قربان، ۱۳۸۷).

از نظر روانتری[3] (۱۹۰۱)، منظور از فقر مطلق ناتوانی در کسب حداقل نیازهایی است که برای حفظ زندگی لازم است. به عبارتی، فقر مطلق از محرومیت یا ناتوانی فرد در کسب حداقل لوازم معاش و ارضای نیازهای اساسی سرچشمه می‌گیرد (مهریار، ۱۳۷۳). حداقل معاش مفهومی است که تعریف واحدی برای آن وجود ندارد و از یک کشور به کشور دیگر تغییر می‌یابد. علی‌رغم وجود این مسئله، معمولاً نیاز به مسکن، لباس و غذا به عنوان نیازهای اساسی در نظر گرفته می‌شود. گیووانی[4] (۲۰۰۵)، معتقد است که فقر نسبی در مواردی مصداق دارد که سطح زندگی فرد نسبت به متوسط شرایط درآمدی جامعه، وضعیت مناسبی نداشته باشد. به عبارتی، فقر نسبی به عنوان ناتوانی در احراز یک سطح معیشت استاندارد که در جامعه فعلی فرد لازم یا مطلوب تشخیص داده می‌شود، تعریف شده است (مهریار،۱۳۷۳). بر اساس این تعریف، فقر پدیده‌ای از نابرابری در جامعه است.

هر دو مفهوم فقر مطلق و نسبی برای سنجش فقر توسط محققین مورد استفاده قرار می‌گیرد و اجماع کلی و صریحی مبنی بر این‌که کدام یک از این دو می‌تواند جایگزین بهتری برای دیگری باشد، وجود ندارد. برای اندازه‌گیری فقر، محاسبه خط فقر ضروری است. به منظور اندازه‌گیری خط فقر بر پایه مفهوم نسبی می‌توان با محاسبه میانگین مخارج خانوارها و تعیین درصدی از آن به عنوان خط فقر اقدام نمود. در این روش اگر چه به مفهوم نسبی فقر تاکید شده اما دیدگاه نظری

1. Townsand (1985)
2. Atkinson (1989)
3. Rowntree (1901)
4. Giavani (2005)

مستدلی برای تعیین درصد مورد نظر وجود ندارد. در واقع، تعیین ۵۰ درصد و یا ۶۶ درصد اختیاری و تجربی[۱] است. در این روش ابتدا میانگین مخارج سرانه محاسبه می‌شود، ۵۰ یا ۶۶ درصد میانگین مخارج سرانه به عنوان خط فقر در نظر گرفته می‌شود (خداداد کاشی و همکاران، ۱۳۸۱).

۲-۲- عوامل مؤثر بر فقر

عوامل متعددی وجود دارند که بر فقر اثر می‌گذارند و احتمال قرارگیری خانوارها در وضعیت فقر را تغییر می‌دهند. در این قسمت به توضیح برخی از این عوامل مورد استفاده در مطالعه حاضر پرداخته می‌شود.

سن سرپرست خانوار: سن افراد به عنوان یکی از عوامل مؤثر در موقعیت آنان به عنوان کسب کنندگان درآمد از دو طریق اثرگذار است: نخست آن که بر طبق "فرضیه دوران زندگی[۲]" مدیگلیانی[۳] افراد در سنین جوانی و میان سالی، از بازدهی و کارایی بالاتری برخوردارند. دوم آن‌که در سنین میان سالی، افراد با افزایش مهارت و تخصص، می‌توانند به مشاغل و پست‌های بالاتری دست پیدا کنند. به طور کلی، در صورت صدق فرضیه دوران زندگی، انتظار می‌رود خانوارهایی با سرپرستانی در سنین نوجوانی و پیری، در رده‌های پایین درآمدی قرار داشته باشند. در این وضعیت، تابع برآوردی باید نسبت به متغیر سن سرپرست خانوار محدب باشد. این شکل تابع در مطالعات مینسر[۴] (۱۹۵۷ و ۱۹۷۴) در زمینه اثر آموزش بر درآمد دیده شده است.

موقعیت جغرافیایی: یکی دیگر از عواملی که در توضیح سطح رفاه خانوار به کار می‌آید، موقعیت جغرافیایی محل سکونت خانوارها است. مطالعات انجام شده حاکی از آن است که تفاوت‌های محسوسی در میزان و عمق فقر در مناطق مختلف کشور مشاهده می‌شود. این تفاوت‌ها می‌توانند هم ناشی از شرایط اقلیمی و زیست محیطی و یا جمعیتی باشند و هم ناشی از شرایط

---

۱. از آن‌جا که محاسبات انجام شده در این مطالعه بر مبنای اندازه‌گیری خط فقر بر اساس ۵۰ درصد میانگین مخارج سرانه با پژوهش صورت گرفته توسط خلیل حیدری و همکاران در گروه پژوهشی آمارهای اقتصادی پژوهشکده آمار قرابت بیشتری داشته است روش فوق برای محاسبه خط فقر منظور شد.

2. "Life Cycle" Hypothesis
3. Ando Modigliani
4. Mincer (1957 & 1974)

اقتصادی، از جمله میزان بیکاری در مناطق مختلف و منابع طبیعی موجود در آن‌ها (عرب مازار و حسینی نژاد، ۱۳۸۳).

بعد خانوار: یکی از ویژگی‌های جوامع سنتی، بالا بودن اندازه خانوار به دلیل نرخ بالای زاد و ولد، رشد جمعیت و ویژگی‌های اجتماعی آنان است. وجود تعداد زیاد بچه در یک خانواده باعث می‌شود که منابع تولید آن خانواده سریع‌تر به پایان برسد. چرا که این گستردگی خانوار که به طور عمده ناشی از افزایش تعداد جمعیت غیر مولد می‌باشد، نه تنها سبب افزایش نیازهای فیزیکی خانوار می‌شود، بلکه باعث می‌شود که مادر به عنوان یکی از افراد مولد خانواده برای سال‌های متمادی در خانه مانده و از بچه‌ها مراقبت کند. در این خانواده‌ها اگر مادر وضعیت ماندن در خانه را نپذیرد باید مبالغی را به فرد دیگر بپردازد تا این‌که در زمانی که او شاغل است از فرزند او مراقبت کند (به عنوان نمونه به مطالعه مک و همکاران[1] (۲۰۰۷) مراجعه شود).

سرمایه انسانی: سرمایه انسانی به مجموعه‌ای از مهارت‌ها و توانایی‌هایی که فرد در بازار کار همراه خود دارد اطلاق می‌شود. سرمایه انسانی کمتر، برای یک فرد، خانوار یا جامعه با کارایی کمتر و در نهایت ظرفیت‌های درآمدی پایین‌تر همراه خواهد بود چرا که کارفرمایان تمایل و اشتیاق کمتری برای جذب نیروی کار با سرمایه انسانی کمتر و حتی پرداخت دستمزدهای بالاتر به او دارند. در این رابطه باید اضافه کرد که تحصیلات و آموزش به عنوان یکی از اجزای تعیین‌کننده میزان سرمایه‌های انسانی جوامع، نقش قابل ملاحظه‌ای را در انباشت سرمایه انسانی دارا می‌باشد (حسن زاده، ۱۳۷۹).

دارایی‌های فیزیکی: جدای از درآمد یا هزینه -که معمولاً به‌منظور تعیین خانوارهای فقیر به‌کار می‌رود- تعدادی از متغیرهای اقتصادی وجود دارند که با فقر همبستگی بالایی دارند. قابل توجه‌ترین آن‌ها اشتغال سرپرست خانوار و دارایی‌های خانوار است (بانک جهانی، ۲۰۰۵). از جمله مواردی که نشان‌دهنده دارایی‌های فیزیکی خانوار می‌باشد وضعیت (سطح زیربنا) مسکن وهم‌چنین نحوه مالکیت محل سکونت می‌باشد.

۳-۲- مروری بر مطالعات قبلی

به دلیل اهمیت فقر و ریشه‌کنی آن، در بسیاری از کشورها از جمله ایران مطالعات متعددی در این زمینه صورت گرفته است که در ادامه برخی از آنان به طور اجمال مرور می‌شوند.

[1]. Mok (2007)

گدا و همکاران[1] (۲۰۰۵) با استفاده از مدل لاجیت به بررسی عوامل مؤثر بر فقر خانوار شهری و روستایی کنیا در سال ۱۹۹۴ پرداختند. نتایج برآوردها نشان داد که فقر در مناطق روستایی به خصوص در بخش کشاورزی تمرکز دارد. فقدان تحصیلات بر احتمال فقر خانوار تأثیر زیادی دارد. همچنین وضعیت فقر با اندازه خانوار و اشتغال در بخش کشاورزی همبستگی دارد. از دیگر نتایج مهم این مطالعه آن بود که خانوارهای با سرپرست زن فقیرترند و هم‌چنین آموزش زنان نقش مهمی در کاهش فقر دارد.

مک و همکاران (۲۰۰۷) تعیین‌کننده‌های فقر در نقاط شهری مالزی را با استفاده از داده‌های هزینه خانوار در سال‌های ۲۰۰۵-۲۰۰۴ و خط فقر رسمی مطالعه کردند. متغیرهای مورد نظر سن، توان دوم سن، جنسیت و سطح تحصیلات سرپرست خانوار، منطقه سکونت، اندازه خانوار، نژاد و سرمایه انسانی خانوار بوده است. نتایج برآورد مدل با الگوهای رگرسیونی لاجیت نشان داد که سرمایه انسانی، اندازه خانوار، نژاد و منطقه سکونت از بقیه عوامل در توضیح فقر خانوار مهم‌تر هستند.

آچیا و همکاران[2] (۲۰۱۰) با استفاده از مدل لاجیت به بررسی عوامل مؤثر بر فقر ۴۰۰ خانوار شهری و روستایی کنیا در سال ۲۰۰۳ پرداختند. نتایج نشان داد آموزش، سن سرپرست خانوار، بعد خانوار و تعداد احشام و روستایی یا شهری بودن خانوار بر احتمال خروج خانوارها از فقر مؤثر است.

مجید و مالک[3] (۲۰۱۴) در پژوهشی به تعیین کننده‌های فقر در پاکستان برای دوره زمانی (۲۰۰۱-۲۰۰۰) پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که افزایش سطح آموزش، فقر را کاهش می‌دهد. نتیجه دیگر این که احتمال فقر در مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی بیشتر است. هم‌چنین متغیرهای مجذور سن، تجربه و وضعیت اشتغال کشاورزی با فقر رابطه معکوس و متغیرهای بعد خانوار، سن سرپرست، جنسیت سرپرست و محل اقامت رابطه مثبت با فقر دارند.

رودریگز[4] (۲۰۱۵) با استفاده از رگرسیون لجستیک، عوامل موثر بر فقر ایالت‌های هم مرز با امریکا، در مکزیک را برای سال ۲۰۰۸ بررسی کرده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بعد

1. Geda (2005)
2. Achia (2010)
3. Majeed and Malik (2014)
4. Rodriguez (2015)

خانوار باعث افزایش فقر، سن سرپرست و سطح آموزش سرپرست باعث کاهش فقر می‌شود. نوع منطقه اثری معنادار بر فقر ندارد.

بیاسه و زوآنه[1] (۲۰۱۷) عوامل تعیین‌کننده فقر و رفاه خانوار آفریقای جنوبی را با روش اثرات ثابت و تصادفی پروبیت بررسی نمودند. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن بود که سطح آموزش، محل سکونت و نژاد سرپرست خانوار، وضعیت اشتغال و زناشویی سرپرست خانوار، نسبت وابستگی و جنسیت سرپرست خانوار از عوامل موثر بر رفاه خانوار هستند.

در چارچوب فرآیند تصمیم جمعی خانوار، کشاورز حداد (۲۰۱۷)، یک مدل تجربی با داده‌های سال ۲۰۰۵ و ۲۰۱۰ برای کار کودک در ایران ارائه کرد. این که نیروی کار کودکان ناشی از فقر خانوار و قدرت چانه زنی والدین در مقابل یکدیگر است. او با روش برآورد چندجمله‌ای درمی‌یابد که فقر خانوار تنها دلیل کار کودک نیست بلکه با فرض ثبات عواملی چون فرزند نخست بودن، بازار کار محلی و جنسیت، قدرت چانه‌زنی مادر عامل تعیین‌کننده برای کار کودک و حضور او در مدرسه است. با این حال اثر نهایی با جنسیت و مناطق جغرافیایی متفاوت می‌شود.

نجفی و شوشتریان (۱۳۸۶) با بهره‌گیری از مدل پروبیت، تعیین‌کننده‌های فقر را در خانوارهای روستایی و شهری ایران برای سال ۱۳۸۲ برآورد کرده‌اند. بر اساس نتایج برآورد الگو بعد خانوار، تعداد محصلان، نحوه تصرف خانه و جنسیت سرپرست تاثیری معنادار بر احتمال فقر داشته است.

علمی و علی‌تبار (۱۳۹۱) با استفاده از مدل لاجیت به بررسی عوامل مؤثر بر فقر در مناطق شهری ایران در سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۸ پرداختند. طبق نتایج به دست آمده، بعد خانوار، زن سرپرست بودن، سکونت در شرق و غرب و شمال کشور باعث افزایش فقر و سال‌های آموزش، مالک بودن و سکونت در جنوب کشور باعث کاهش فقر می‌شود.

ابراهیم پور و علمی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای تعیین‌کننده‌های فقر خانوارهای شهری ایران در سال ۱۳۸۸ را با نمونه‌ای شامل ۱۸۶۶۵ خانوار بررسی نمودند. از نتایج بدست آمده این‌که بعد خانوار و وضعیت شغلی سرپرست اثر مثبت بر احتمال فقر دارد. سن، سال‌های تحصیل سرپرست، مرد بودن سرپرست، نسبت تعداد افراد شاغل و نسبت تعداد افراد دارای درآمد از عوامل مؤثر بر خروج از چرخه فقر قلمداد شدند.

گریوانی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی عوامل مؤثر بر فقر خانوارهای روستایی برای سال ۱۳۹۲ در خراسان شمالی پرداختند و با استفاده از مدل توبیت نتیجه‌گیری کردند که جنسیت، سن سرپرست

[1]. Biyase and Zwane (2017)

خانوار و بار تکفل اثری مستقیم بر فقر و مخارج آموزشی و بهداشتی و کشاورز یا غیر کشاورز بودن خانوار اثر معکوس بر فقر دارد.

حکمتی فرید (۱۳۹۳) در یک مطالعه تطبیقی، عوامل موثر بر فقر خانوارهای دارای سرپرست شاغل و غیر شاغل شهری ایران را بررسی نمود. بر اساس نتایج، بیش‌ترین کاهش احتمال فقر خانوارهای شهری دارای سرپرست غیر شاغل مربوط به نسبت تعداد شاغلان در خانوار و برای خانوارهای شهری دارای سرپرست شاغل مربوط به تحصیلات سرپرست خانوار می‌باشد. هم‌چنین بعد خانوار، سن، جنسیت و وضعیت تاهل سرپرست خانوار نیز در تغییر احتمال فقر خانوارهای شهری موثر می‌باشد.

سالاری (۱۳۹۵) به بررسی مقایسه‌ای فقر در هشت استان شرقی کشور شامل خراسان رضوی، خراسان شمالی، خراسان جنوبی، گلستان، سمنان، یزد، کرمان و سیستان و بلوچستان طی دوره‌ی (۱۳۹۳-۱۳۸۳) پرداخت. در روش محاسبه خط فقر بر پایه معکوس ضریب انگل، در دوره مورد بررسی استان خراسان جنوبی بیشترین افزایش خط فقر را داشته است در حالی که استان‌های خراسان رضوی و یزد در رتبه‌های بعدی قرار داشتند.

۳- روش شناسی تحقیق

هدف اصلی این مطالعه، بررسی تعیین‌کننده‌های ساختاری فقر مرتبط با ویژگی‌های جمعیتی و اقتصادی خانوار است. یک راه عملی شناسایی نقشه فقر فرموله کردن یک رابطه تبعی بین وضعیت فقر و برخی از ویژگی‌های خانوار است. در واقع برای مشخص نمودن فقرا، از یک مدل احتمال استفاده می‌شود که شانس قرار گرفتن خانوارها در زیر خط فقر را به ویژگی‌های آنان مانند سن و جنس سرپرست خانوار، وضعیت سواد سرپرست خانوار، و میزان دارایی‌های خانوار مرتبط می‌کند. با توجه به این‌که در این مطالعه، متغیر وابسته، یک متغیر دوحالته است، لذا از مدل‌های انتخاب دوتایی (لاجیت یا پروبیت) استفاده می‌شود (وربیک[1]، ۲۰۰۴).

ازآن‌جا که تمرکز اصلی، تعیین مشخصه‌هایی از فقر است که با ویژگی‌های خانوار در ارتباط هستند؛ بر همین اساس، مدل باید به خوبی ارتباط بین وضعیت مورد نظر (فقیر بودن) و ویژگی‌های خانوار را تبیین کند. برای مشخص کردن ارتباط بین وضعیت فقر و ویژگی‌های خانوار، ابتدا باید

[1]. Verbeek (2004)

خانوارهای فقیر شناسایی شوند. بدین منظور از خط فقر (Z) استفاده می‌شود. یکی از نکاتی که باید در محاسبه خط فقر و به طبع آن در تعیین فقرا در نظر گرفت، موقعیت جغرافیایی است (قزوانی و گواید[1]، ۲۰۰۱). اهمیت این موضوع به تفاوت‌های جغرافیایی در قیمت مربوط می‌شود که نتیجه‌ی بازار ناقص، هزینه‌های حمل و نقل و هزینه‌های تجاری است. در واقع با خوشه‌بندی خانوارها، خانوارهایی که در داخل یک خوشه هستند با قیمت‌های تقریبا یکسانی رو به رو خواهند بود. بر همین اساس در این مطالعه استان‌های کشور به عنوان خوشه‌ها در نظر گرفته شده است.

قابل ذکر است معیار فقیر بودن یا فقیر نبودن خانوار، خط فقر محاسباتی است که با استفاده از آن، خانوارها به دو گروه تقسیم می‌شوند. در این مطالعه، برای معین نمودن آستانه فقر یا خط فقر، از هزینه خانوار و روش ۵۰ درصد میانگین مخارج خانوار استفاده شده است. این خط در سطح هر استان به تفکیک شهر و روستا محاسبه شد. بنابراین، مدل مورد استفاده برای خانوار h در خوشه c به صورت رابطه (۱) است:

$$y^*_{ch} = \mu_c + X'_{ch}\beta + \varepsilon_{ch} \qquad c=1, 2,..,C;\ h=1,2,..,H_c \qquad (۱)$$

y^*_{ch} متغیر مشاهده شده پنهانی[2]، X بردار ویژگی‌های خانوار مانند جنسیت سرپرست خانوار، میزان دارایی‌های خانوار، ویژگی‌های فردی مانند سن، سواد و ویژگی‌های منطقه‌ای مانند محل سکونت است. β بردار پارامترهای مورد برآورد و ε_{ch} جزء خطاست. جزء μ_c نشان‌دهنده اثرات ثابت یا تصادفی هر خوشه و H_c تعداد خانوار در خوشه C است. به این ترتیب، متغیر دو حالته فقیر بودن یا نبودن خانوار به صورت رابطه (۲) تعریف می‌شود (قزوانی و گواید، ۲۰۰۱):

$$y_{ch} = 1 \quad if \quad y^*_{ch} = (Z - X_{ch}) > 0 \quad c=1,2,..,C;\ h=1,2,..,H_c \qquad (۲)$$
$$=0 \quad if \quad y^*_{ch} < 0$$

X_{ch} هزینه خانوار است. این رویکرد نشان می‌دهد که X_{ch} مشاهده نمی‌شود، مگر آن‌که Y و بردار ویژگی‌های X مشاهده شوند (راوالیون[3]، ۱۹۹۶). احتمال این‌که یک خانوار فقیر باشد در رابطه (۳) نشان داده شده است:

$$p(y_{ch} = 1) = p(y^*_{ch} > 0) = F(\mu_c + X'_{ch}\beta) \qquad (۳)$$

1. Ghazouani & Goaied (2001)
2. Observed Latent Variable
3. Ravalion (1996)

F(.) تابع تجمعی اجزاء خطا است. در مدل‌های انتخاب گسسته پانلی[1]، اگر جزء خطا توزیع نرمال یا لجستیکی داشته باشد به ترتیب از مدل پروبیت یا لاجیت داده‌های پانلی استفاده می‌شود. در مدل‌های داده‌های تابلویی دو نوع تصریح اثرات ثابت و اثرات تصادفی کاربرد دارد. در سطح عملی، در مدل‌های غیر خطی، تصریح با اثرات ثابت با دو کمبود همراه است. اول این‌که اثر متغیرهای ثابت در خوشه (مانند منطقه، ماه پیمایش و ...) مشخص نیست. دومین کمبود، امکان از دست دادن اطلاعات در برآورد پارامترهای β است که می‌تواند نتیجه عدم تغییر متغیر [y (0 or 1)] در میان یک خوشه باشد[2]. بنابراین، باید با μ_c به عنوان متغیر تصادفی برخورد شود. به‌عبارت دیگر، در توابع غیر خطی با داده‌های تابلویی روش برآورد اثرات تصادفی کاراتر از اثرات ثابت است (قزوانی و گواید، ۲۰۰۱). قابل ذکر است که برآوردهای مدل لاجیت و پروبیت بسیار به هم نزدیک و در برخی مواقع با هم برابر است (وربیک، ۲۰۰۴). در اینجا برای ساده‌سازی بحث، تصریح پروبیت مورد توجه قرار گرفته است. در این رویکرد، احتمال این‌که یک خانوار فقیر باشد به شکل رابطه (۴) نشان داده می‌شود:

$$p(y_{ch} = 1/\mu_c) = \phi\left(\frac{X_{ch}'\beta}{\sigma_\varepsilon} + \frac{\mu_c}{\sigma_\mu}\left(\frac{\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right) \quad (۴)$$

$\phi(.)$ تابع تجمعی توزیع استاندارد نرمال و ρ ضریب همبستگی بین جملات پسماند دو خانوار از یک خوشه است. اگر $\rho<1$ باشد آن‌گاه، $\rho = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2+\sigma_\varepsilon^2}$ است. زمانی‌که $\rho=0$ باشد، آن‌گاه یک پروبیت ساده یا عدم وجود اثر تصریح انفرادی برای خوشه‌ها را نشان می‌دهد. توابع لاجیت و یا پروبیت با داده‌های تابلویی به دلیل غیر خطی بودن با روش حداکثر راستنمایی برآورد می‌شوند. با فرض استقلال خوشه‌ها از هم، تابع درستنمایی برای کل نمونه به صورت (۵) نشان داده می‌شود:

$$L = \prod_{c=1}^{C}\int_{-\infty}^{+\infty}\prod_{h=1}^{H_c}\phi\left(\left(\frac{X_{ch}'\beta}{\sigma_\varepsilon} + \frac{\mu_c}{\sigma_\mu}\left(\frac{\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)(2y_{ch}-1)\right)\phi\left(\frac{\mu_c}{\sigma_\mu}\right)d\left(\frac{\mu_c}{\sigma_\mu}\right) \quad (۵)$$

[1]. Discrete Choice Models

[2]. با دانستن اینکه خانوارهای هر خوشه از نظر جغرافیایی نزدیک هستند، امکان دارد برای خوشه‌های مشخصی ارزش متغیر دوتایی برای همه خانوارهای یک خوشه برابر صفر شود. در نتیجه این خوشه‌ها در تخمین حذف خواهند شد. از دست دادن اطلاعات خوشه‌ها منجر به استفاده از روش اثرات تصادفی می‌شود.

$\phi(.)$ تابع چگالی توزیع استاندارد نرمال است. تخمین این تابع به‌طور کلی مشکل است. به همین دلیل بالتر و موفیت[1] (۱۹۸۲) یک فرآیند کارا و همگرا برای تخمین پارامترهای β ارایه دادند، که بر اساس آن تابع درستنمایی به صورت زیر تقریب زده می‌شود:

$$L \approx \prod_{c=1}^{C} \frac{1}{\sqrt{\pi}} \left(\sum_{j=1}^{J} \omega_j \prod_{h=1}^{H_c} \phi \left(\left(\frac{X'_{ch}\beta}{\sigma_\varepsilon} + \frac{\mu_c^j}{\sigma_\mu^j} \left(\frac{\rho}{2(1-\rho)} \right)^{1/2} \right) (2y_{ch} - 1) \right) \right) \quad (۶)$$

آزمون نسبت درستنمایی نشان دهنده مقایسه میان دو نوع تصریح با اثرات تصادفی ($\rho<1$) و حالت ساده ($\rho=0$) است. آماره این آزمون در رابطه (۷) آمده‌است:

$$LR = 2(\log L_{NC} - \log L_c) \rightarrow \chi^2_{(1)} \quad (۷)$$

L_{NC} نشان دهنده نسبت درستنمایی مدل اثرات تصادفی و L_C نشان دهنده نسبت درستنمایی مدل مقید (مدل ساده لاجیت یا پروبیت) است. رد فرضیه H_0 به مفهوم پذیرش مدل اثرات تصادفی است.

آزمون دیگر تصریح توسط آماره والد[2] انجام می‌گیرد. در این آزمون، همه پارامترها به جز عرض از مبدأ در فرضیه H_0 برابر صفر هستند. آماره این آزمون به شکل زیر است:

$$W = \hat{\beta}' \left(\hat{V}(\hat{\beta}) \right)^{-1} \hat{\beta} \rightarrow \chi^2_{(k-1)} \quad (۸)$$

$\hat{V}(\hat{\beta})$ ماتریس واریانس کواریانس بردار برآوردی $\hat{\beta}$ است. رد فرضیه H_0 به مفهوم معنی‌داری کل رگرسیون است (قزوانی و گواید، ۲۰۰۱).

۴- محاسبه خط فقر

در این تحقیق برای محاسبه خط فقر از روش ۵۰ درصد میانگین مخارج خانوار و ریزداده‌های طرح هزینه-درآمد مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۲ استفاده شده است. نمونه مورد مطالعه شامل ۱۹۴۳۰ خانوار روستایی و ۱۸۸۷۳ خانوار شهری است. طبق جدول (۱)، خط فقر محاسبه شده در مناطق شهری بالاتر از خط فقر مناطق روستایی است که با نتایج مطالعات قبلی صورت گرفته از

[1]. Bulter and Moffitt (1982)
[2]. Wald Statistic

جمله، خالدی و پرمه (۱۳۸۴) و پیرائی و شهسوار (۱۳۸۸) مطابقت دارد. بر اساس خط فقر محاسبه شده یک خانوار چهار نفره در منطقه شهری باید ماهانه حداقل **۹۵۲۹۰۱** تومان هزینه کند تا در زمره فقرا قرار نگیرد. این عدد برای خانوار چهار نفره روستایی **۶۲۷۷۵۳** تومان است.

جدول ۱: خط فقر محاسباتی بر پایه روش ۵۰٪ میانگین هزینه سرانه خانوار[۱] در سال ۱۳۹۲

منطقه	میزان خط فقر محاسباتی (ریال، ماهانه و سرانه)
شهری	۲۳۸۲۲۵۳
روستایی	۱۵۶۹۳۸۴

منبع: محاسبات این پژوهش با بررسی ۱۹۴۳۰ خانوار روستایی و ۱۸۸۷۳ خانوار شهری

طبق خط فقر محاسبه شده، در نمونه مورد بررسی، در سال **۱۳۹۲** حدود **۱۸/۲** درصد از خانوارها در مناطق روستایی و **۲۰/۰۸** درصد از خانوارهای شهری فقیر محسوب می‌شوند. همان‌گونه که اشاره شد، تفاوت‌های جغرافیایی در میزان خط فقر مؤثر هستند. از این رو، **۶۲** خط فقر برای استان‌های کشور به تفکیک شهری و روستایی محاسبه و در جداول (۲) و (۳) ارائه گردید.

[۱]. پژوهشی توسط خلیل حیدری و همکاران در گروه پژوهشی آمارهای اقتصادی پژوهشکده آمار انجام گرفته است که بر اساس آن خط فقر سرانه روستایی به صورت ماهانه ۱۶۶ هزار تومان و خط فقر سرانه شهری به صورت ماهانه ۲۵۲ هزار تومان برآورد شده است. از آن‌جا که اعداد به دست آمده بر اساس روش ۵۰ درصد میانگین هزینه خانوار به اعداد به دست آمده‌ی مطالعه مذکور قرابت بیشتری دارد، لذا در این مطالعه از روش ۵۰ درصد میانگین هزینه خانوار استفاده شده است.

جدول ۲: خط فقر مناطق شهری بر پایه روش ۵۰٪ میانگین هزینه سرانه خانوار به تفکیک استان در سال ۱۳۹۲ (ریال، ماهانه و سرانه)

استان	خط فقر	درصد فقرا	استان	خط فقر	درصد فقرا
مرکزی	۲۳۸۸۴۵۰	۱۹/۴	ایلام	۲۰۵۴۱۷۰	۱۷/۱
گیلان	۲۸۵۹۷۶۷	۱۹/۷	کهگیلویه و بویراحمد	۲۲۲۴۶۴۸	۱۱/۱
مازندران	۲۸۱۲۲۱۰	۱۶/۳	بوشهر	۱۸۸۸۲۱۹	۱۵/۴
آذربایجان شرقی	۲۵۱۹۹۲۶	۱۷/۸	زنجان	۲۲۶۵۸۲۰	۱۰/۷
آذربایجان غربی	۲۴۸۰۲۸۱	۲۰/۷	سمنان	۲۱۳۱۵۰۷	۱۷
کرمانشاه	۲۵۰۲۶۷۴	۱۷/۶	یزد	۱۹۷۵۶۹۶	۱۴
خوزستان	۲۵۰۰۰۳۹	۲۰/۲	هرمزگان	۲۲۴۴۱۷۷	۱۵/۹
فارس	۲۴۲۷۲۴۶	۱۹/۳	تهران	۳۷۸۰۵۹۵	۲۷/۷
کرمان	۱۸۳۲۹۳۴	۱۶/۲	اردبیل	۲۲۸۰۶۰۳	۱۷/۴
خراسان رضوی	۲۵۶۰۷۰۷	۲۰	قم	۱۵۸۰۵۳۷	۱۷/۵
اصفهان	۳۰۶۱۲۲۰	۲۳/۱	قزوین	۲۵۰۵۹۷۸	۱۲/۷
سیستان و بلوچستان	۱۳۸۰۶۲۱	۲۵/۹	گلستان	۱۸۱۵۷۶۲	۲۲/۸
کردستان	۲۰۱۵۶۴۱	۱۳/۴	خراسان شمالی	۲۱۳۶۰۷۷	۲۱
همدان	۱۶۹۶۹۹۶	۱۴/۵	خراسان جنوبی	۲۵۰۱۴۴۹	۱۰/۳
چهارمحال و بختیاری	۲۶۹۶۵۳۸	۱۴/۹	البرز	۲۶۴۷۳۴۶	۱۲/۹
لرستان	۱۹۸۸۴۸۶	۱۷/۷			

منبع: محاسبات این پژوهش با بررسی ۱۸۸۷۳ خانوار شهری

طبق جدول (۲) بالاترین خط فقر در مناطق شهری مربوط به استان تهران است و پس از آن استان‌های اصفهان و گیلان به ترتیب دوم و سوم هستند. پایین‌ترین خط فقر مربوط به استان سیستان و بلوچستان است. از لحاظ درصد افراد فقیر نیز استان تهران با ۲۷/۷ درصد بیش‌ترین درصد افراد فقیر و استان خراسان جنوبی با ۱۰/۳ درصد کم‌ترین درصد افراد فقیر را دارد. نکته قابل توجه این که استان سیستان و بلوچستان در حالی رتبه دوم درصد افراد فقیر را دارا است که پایین‌ترین خط فقر را دارد.

جدول ۳: خط فقر مناطق روستایی بر پایه روش ۵۰٪ میانگین هزینه سرانه خانوار به تفکیک استان در سال ۱۳۹۲ (ریال، ماهانه و سرانه)

استان	خط فقر	درصد فقرا	استان	خط فقر	درصد فقرا
مرکزی	۱۷۵۶۹۸۶	۲۲/۹	ایلام	۱۴۴۶۴۹۲	۱۲/۵
گیلان	۱۷۷۹۵۱۱	۱۶/۴	کهگیلویه و بویراحمد	۱۴۹۵۸۸۷	۸/۴
مازندران	۲۱۴۰۴۲۲	۱۸/۲	بوشهر	۱۳۸۶۹۵۳	۱۲/۵
آذربایجان شرقی	۱۸۴۰۰۴۱	۱۶/۸	زنجان	۱۶۶۷۴۸۵	۱۱/۵
آذربایجان غربی	۱۷۰۰۶۹۷	۱۶/۳	سمنان	۱۷۳۲۱۸۷	۱۹/۴
کرمانشاه	۱۶۷۱۴۲۴	۱۷/۴	یزد	۱۸۶۰۱۵۲	۲۱/۶
خوزستان	۱۵۶۷۱۴۵	۱۰	هرمزگان	۱۳۶۱۹۶۵	۱۲/۸
فارس	۱۵۲۱۹۵۶	۱۸	تهران	۱۷۷۴۰۱۵	۱۵/۲
کرمان	۱۳۳۹۲۸۸	۱۷/۲	اردبیل	۱۸۱۴۴۷۰	۱۷/۵
خراسان رضوی	۱۴۹۱۱۴۴	۱۷	قم	۱۲۶۷۴۲۷	۲۰
اصفهان	۲۰۶۴۲۰۵	۲۳/۷	قزوین	۱۹۱۷۵۶۱	۱۵/۹
سیستان و بلوچستان	۸۴۲۲۱۴	۱۶/۶	گلستان	۱۲۲۰۰۴۲	۱۹/۵
کردستان	۱۲۹۲۶۱۰	۱۴/۳	خراسان شمالی	۱۴۵۶۴۸۱	۲۱/۸
همدان	۱۱۳۱۸۸۷	۱۵/۳	خراسان جنوبی	۱۶۹۳۱۵۵	۴/۴
چهارمحال و بختیاری	۱۶۶۱۰۹۵	۸/۴	البرز	۱۶۴۵۱۴۲	۴/۶
لرستان	۱۱۴۹۷۹۹	۱۰/۶			

منبع: محاسبات این پژوهش با بررسی ۱۹۴۳۰ خانوار روستایی

طبق جدول (۳)، بالاترین خط فقر در مناطق روستایی مربوط به استان مازندران و پایین‌ترین آن مربوط به استان سیستان و بلوچستان است. از لحاظ درصد افراد فقیر، استان اصفهان با ۲۳/۷ درصد بیش‌ترین درصد و استان خراسان جنوبی با ۴/۴ درصد کم‌ترین درصد افراد فقیر را دارد. بدین ترتیب استان خراسان جنوبی هم در مناطق شهری و هم در مناطق روستایی کم‌ترین درصد افراد فقیر را در بین استان‌های کشور دارد[1]. نکته درخور توجه این‌که، در تمام استان‌ها، خط فقر شهری از خط فقر روستایی بالاتر است.

[1]. ضمن سپاس از نقطه نظر داور محترم، در این مطالعه برای هر استان در سطح شهر و روستا خط فقر جداگانه‌ای محاسبه کردیم و افراد درون هر استان را با خط فقر استان خودشان مقایسه نمودیم. نتیجه به دست آمده نشان از واریانس ناهمسانی بین استانی دارد. علاوه بر این، هرچه درآمد در استان بیشتر، واریانس بیشتر است. یعنی، در استان‌های برخوردار، توزیع درون استانی ناعادلانه‌تر است.

۵- بررسی ویژگی‌های اجتماعی- اقتصادی خانوارهای فقیر

قبل از برآورد مدل، ابتدا با استفاده از ۶۲ خط فقر محاسباتی برای مناطق شهری و روستایی ۳۱ استان کشور، خانوارهای فقیر از غیر فقیر تفکیک شدند. سپس، مدل لاجیت داده‌های شبه تابلویی با اثرات تصادفی (مدل ۱) به روش حداکثر درستنمایی برآورد گردید. قبل از ارائه نتایج، برای شناسایی هرچه بیشتر خانوارهای فقیر، برخی از ویژگی‌های آنان واکاوی می‌شود.

الف- ترکیب جنسیتی سرپرستان خانوار فقیر

در ترکیب جنسیتی خانوارهای فقیر، در همه استان‌ها ملاحظه شد که خانوار فقیر دارای سرپرست مرد بیش خانوار فقیر زن سرپرست است. به طور مثال، در مناطق شهری استان مرکزی، ۸۵ درصد خانوار فقیر دارای سرپرست مرد و مابقی زن سرپرست بودند. این ارقام برای منطقه روستایی این استان به ترتیب ۸۳ و ۱۷ درصد بوده است. هم‌چنین، بیشترین درصد خانوار زن سرپرست فقیر در منطقه شهری مربوط به استان خراسان شمالی و کمترین آن مربوط به استان‌های البرز و کهگیلویه و بویراحمد است. در منطقه روستایی بیشترین درصد خانوار زن سرپرست فقیر مربوط به استان قم و کمترین آن مربوط به استان‌های البرز و چهار محال و بختیاری است. البته با توجه به این‌که در نمونه درصد سرپرستان مرد بیشتر بوده، طبیعی است که در خانوارهای فقیر نیز درصد سرپرستان مرد بیشتر بوده باشد. از این رو در جدول (۴) نشان داده شد که چند درصد از زنان سرپرست خانوار از کل خانوار زن سرپرست و چند درصد از مردان سرپرست خانوار از کل خانوار مرد سرپرست در کل و در استان‌ها فقیر بوده‌اند تا تصویر روشن‌تری از فقرا به دست آید.

بر اساس محاسبات مندرج در جدول (۴)، از کل خانوارهای فقیر- شهر و روستا با هم در نظر گرفته شد- ۸۷/۳ درصد دارای سرپرست مرد و مابقی زن سرپرست بوده‌اند. هم‌چنین، ۱۶/۷ درصد از خانوار مرد سرپرست فقیر محسوب شدند در حالی که تعداد خانوار زن‌سرپرست فقیر از کل خانوار زن‌سرپرست، ۱۲/۷ درصد بوده است. استان‌های تهران، اصفهان و سیستان و بلوچستان بیشترین درصد خانوار فقیر مرد سرپرست را دارا بوده‌اند در حالی که استان‌های خراسان شمالی، اصفهان و خراسان رضوی بیشترین درصد زنان فقیر سرپرست خانوار را در خود جای داده‌اند.

جدول ۴: ترکیب جنسیتی سرپرستان کلیه خانوارها و خانوارهای فقیر در استان‌ها در سال ۱۳۹۲

	مرد سرپرست		زن سرپرست	
استان	**درصد خانوار فقیر مرد سرپرست از کل خانوارهای فقیر**	**درصد خانوارهای فقیر در بین خانوارهای مرد سرپرست**	**درصد خانوار فقیر زن سرپرست از کل خانوارهای فقیر**	**درصد خانوارهای فقیر در بین خانوارهای زن سرپرست**
مرکزی	۸۳/۹	۲۱/۲	۱۶/۱	۲۲/۸
گیلان	۸۱/۸	۱۷/۴	۱۸/۲	۲۱
مازندران	۸۵/۷	۱۶/۵	۱۴/۴	۲۵/۵
آذربایجان شرقی	۸۹/۱	۱۷	۱۰/۹	۲۰
آذربایجان غربی	۹۱/۱	۱۸/۲	۸/۹	۲۰
کرمانشاه	۸۵/۵	۱۷/۲	۱۴/۵	۱۹/۳
خوزستان	۹۰/۵	۱۴/۸	۹/۵	۱۵/۸
فارس	۸۴/۵	۱۸/۱	۱۵/۵	۲۱/۹
کرمان	۸۴/۹	۱۶/۶	۱۵/۱	۱۷/۴
خراسان رضوی	۸۵/۵	۱۸/۲	۱۴/۵	۱۹/۶
اصفهان	۸۰/۲	۲۲/۷	۱۹/۸	۲۶/۷
سیستان و بلوچستان	۸۷	۲۱/۴	۱۳	۱۹/۲
کردستان	۹۲/۱	۱۴/۴	۷/۹	۱۱/۸
همدان	۸۶/۶	۱۴/۶	۱۳/۴	۱۷/۳
چهارمحال و بختیاری	۹۴	۱۲/۲	۶	۱۶/۷
لرستان	۸۶/۵	۱۳/۷	۱۳/۵	۱۴/۴
ایلام	۸۸/۷	۱۴/۶	۱۱/۳	۱۵/۸
کهگیلویه و بویراحمد	۹۷/۳	۱۰/۳	۲/۷	۳/۳
بوشهر	۹۴/۳	۱۴،۵	۵/۷	۹/۲
زنجان	۸۲/۴	۱۰/۴	۱۱/۶	۱۶/۲
سمنان	۸۶/۵	۱۸/۴	۱۳/۵	۱۷/۱
یزد	۸۷/۹	۱۷/۷	۱۲/۱	۱۹/۷
هرمزگان	۸۹/۴	۱۴/۲	۱۰/۶	۱۲/۸
تهران	۹۴/۴	۲۵/۸	۵/۶	۱۴/۱
اردبیل	۸۷/۴	۱۷/۵	۱۲/۶	۱۷/۴
قم	۸۳/۴	۱۸/۲	۱۶/۶	۲۱/۸
قزوین	۸۷/۲	۱۴/۶	۱۲/۸	۱۴/۳
گلستان	۸۵/۳	۲۰/۶	۱۴/۷	۲۳/۷
خراسان شمالی	۷۹/۹	۲۰/۳	۲۰/۱	۲۷/۵
خراسان جنوبی	۹۱/۵	۷/۶	۸/۵	۴/۲
البرز	۹۸/۸	۹/۴	۱۱/۲	۱/۱
کل کشور	۸۷/۳	۱۶/۷	۱۲/۷	۱۷/۷

منبع: محاسبات این پژوهش با بررسی ۱۹۴۳۰ خانوار روستایی و ۱۸۸۷۳ خانوار شهری

ب- بررسی گروه‌های سنی سرپرستان خانوارهای فقیر

جدول (۵) درصد سرپرستان خانوارهای فقیر شهری و روستایی استان‌ها بر حسب گروه‌های سنی را نشان می‌دهد.

جدول ۵: درصد سرپرستان خانوارهای فقیر استان‌ها بر حسب گروه‌های سنی در سال ۱۳۹۲

گروه سنی / استان	روستایی					شهری				
	۲۵<	۳۵-۲۶	۴۵-۳۶	۵۵-۴۶	۵۵>	۲۵<	۳۵-۲۶	۴۵-۳۶	۵۵-۴۶	۵۵>
مرکزی	۱/۵	۲۰/۱	۲۰/۱	۸/۹	۴۸/۵	۳/۴	۸/۱۹	۱/۲۴	۴/۱۶	۳۶/۳
گیلان	۱/۸	۱۵/۵	۲۲/۷	۱۹/۱	۴۰/۹	۱/۹	۱۴/۸	۲۹/۶	۲۵/۹	۲۷/۸
مازندران	۳/۶	۱۸/۸	۲۹/۵	۱۰/۷	۳۷/۴	۲/۱	۲۷/۴	۲۳/۸	۱۷/۹	۲۹/۷
آذربایجان شرقی	۰/۰	۲۳/۹	۳۳/۶	۱۶/۸	۲۵/۷	۱/۹	۲۱/۵	۳۱/۸	۱۶/۸	۲۸
آذربایجان غربی	۴/۷	۲۸	۱۹/۶	۱۷/۸	۲۹/۹	۲/۵	۲۱/۲	۲۹/۷	۱۸/۶	۲۸
کرمانشاه	۲/۵	۱۷/۲	۴۱	۱۶/۴	۲۲/۹	۱/۴	۲۳/۵	۱۷/۳	۲۳/۵	۳۱/۶
خوزستان	۲/۹	۱۲/۹	۳۰	۳۱/۴	۲۲/۸	۲/۳	۲۶	۳۰/۵	۲۰/۶	۲۰/۶
فارس	۰/۷	۲۰/۳	۲۲/۵	۲۰/۳	۳۶/۲	۲/۴	۱۹	۲۲/۲	۲۴/۶	۳۱/۸
کرمان	۴/۴	۲۸/۱	۲۸/۱	۱۴/۹	۲۴/۵	۳/۱	۲۹/۶	۲۹/۶	۱۶/۳	۲۱/۴
خراسان رضوی	۲/۸	۲۱/۵	۲۷/۱	۹/۷	۳۸/۹	۰/۶	۳۵/۲	۲۵/۸	۱۵/۱	۲۳/۳
اصفهان	۰/۶	۱۸/۴	۲۱/۵	۹/۸	۴۹/۷	۴/۸	۲۵/۵	۲۳/۶	۲۰	۲۶/۱
سیستان و بلوچستان	۰/۸	۳۳/۹	۲۲/۹	۱۹/۵	۲۲/۹	۵/۱	۳۴/۷	۲۷/۸	۱۲/۵	۱۹/۹
کردستان	۱/۴	۳۰	۲۰	۱۴/۳	۳۴/۳	۱/۸	۲۴/۶	۳۱/۶	۱۷/۵	۲۴/۵
همدان	۳/۴	۲۳	۲۹/۹	۱۷/۲	۲۶/۵	۳/۳	۱۷/۴	۲۷/۲	۱۸/۵	۳۳/۶
چهارمحال و بختیاری	۰/۰	۲۳/۳	۵۳/۵	۱۱/۶	۱۱/۶	۲/۷	۳۲/۴	۲۵/۷	۱۲/۲	۲۷
لرستان	۶/۱	۱۹,۴	۳۰,۶	۴/۱۹	۲۹/۰	۲/۱	۱۶/۳	۲۵/۶	۳۰/۲	۲۶/۷
ایلام	۰/۰	۶/۳	۳۴/۹	۱۴/۳	۴۴/۵	۰/۰	۱۱/۴	۲۵/۳	۲۲/۸	۴۰/۵
کهگیلویه و بویراحمد	۶	۱۰	۱۸	۲۶	۴۰	۳/۳	۱۶/۷	۳۳/۳	۱۶/۷	۳۰
بوشهر	۰/۰	۷/۷	۱۶/۹	۲۰	۵۵/۴	۲/۲	۱۷/۴	۳۳/۷	۱۶/۳	۳۰/۴
زنجان	۷/۶	۲۶/۷	۲۱/۷	۱۳/۳	۳۱/۶	۴/۶	۱۳/۸	۴۰	۱۲/۳	۲۹/۳
سمنان	۱/۴	۲۱/۶	۲۷/۸	۱۵/۵	۳۱	۷/۴	۲۱	۳۳/۳	۱۹/۸	۱۸/۵
یزد	۱/۵	۱۹/۷	۱۵/۹	۱۷/۴	۴۵/۵	۴/۹	۲۱/۷	۲۲	۱۴/۶	۳۶/۸
هرمزگان	۳/۸	۱۶	۳۲/۱	۱۳/۲	۳۴/۹	۳/۳	۱۷/۴	۲۶/۱	۲۷/۲	۲۶
تهران	۱/۴	۲۴/۷	۳۹/۷	۲۶	۸/۲	۲/۱	۲۳/۶	۳۵/۴	۲۴/۱	۱۵/۷
اردبیل	۵/۷	۴۳/۷	۱۸/۴	۹/۲	۲۳	۴/۹	۲۲/۳	۲۹/۱	۲۰/۴	۲۳/۳
قم	۱	۱۲/۵	۲۰/۸	۱۷/۷	۴۸	۴/۱	۱۳/۴	۳۰/۹	۱۹/۶	۳۲
قزوین	۴/۲	۲۹/۵	۲۴/۲	۱۲/۶	۲۹/۵	۰/۰	۱/۳۲	۴۲/۴	۱۵/۱	۱۰/۴
گلستان	۶/۷	۲۳	۲۳/۷	۱۷/۸	۲۸/۹	۴/۶	۲۲/۹	۳۰/۱	۱۵	۲۷/۴
خراسان شمالی	۲	۲۴/۳	۲۵/۷	۱۳/۲	۳۴/۸	۴/۱	۲۵/۲	۲۳/۱	۱۲/۹	۳۴/۷
خراسان جنوبی	۳/۲	۲۵/۸	۳۲/۳	۲۲/۶	۱۶/۱	۰/۰	۲۸/۱	۳۷/۵	۱۰/۹	۲۳/۵
البرز	۴/۲	۲۰/۸	۵۴/۲	۱۶/۷	۴/۱	۱/۶	۳۵/۵	۳۳/۹	۱۶/۱	۱۲/۹

منبع: محاسبات این پژوهش با بررسی ۱۹۴۳۰ خانوار روستایی و ۱۸۸۷۳ خانوار شهری

طبق جدول (۵) در مناطق روستایی اکثر استان‌ها، درصد سرپرستان بالای ۵۵ سال بیش از سایر گروه‌های سنی است. چون، با افزایش سن، به تدریج کارایی افراد کمتر شده و توان کسب درآمد کاهش می‌یابد. در مناطق شهری، سرپرستان خانوارهای فقیر به طور متوازن‌تری نسبت به مناطق روستایی در گروه‌های سنی مختلف قرار گرفته‌اند. هم‌چنین، به طور میانگین درصد سرپرستان خانوارهای فقیر شهری در تمامی گروه‌های سنی به جز گروه سنی بالای ۵۵ سال بیش از درصد سرپرستان خانوارهای فقیر روستایی بوده است.

پ- بررسی درصد سرپرستان بیکار خانوارهای فقیر در استان‌ها

جدول (۶) درصد سرپرستان بیکار خانوارهای فقیر را به تفکیک استان نشان می‌دهد.

با توجه به جدول (۶)، استان‌های مرکزی، سیستان و بلوچستان و اصفهان بیش‌ترین درصد سرپرستان بیکار را در بین خانوارهای فقیر دارند در حالی که استان‌های البرز و خراسان جنوبی و چهار محال بختیاری کم‌ترین درصد سرپرستان بیکار را در بین خانوارهای فقیر دارند.

قابل ذکر است، باتوجه به جدول (۲) استان سیستان و بلوچستان از لحاظ درصد خانوارهای فقیر در مناطق شهری در بین استان‌ها در رده دوم قرار دارد. هم‌چنین بر اساس جدول (۳) استان‌های اصفهان و مرکزی به ترتیب بالاترین درصد خانوارهای فقیر را در مناطق روستایی دارند. بر همین اساس، توجه به وضعیت اشتغال مناطق شهری استان سیستان و بلوچستان و وضعیت اشتغال مناطق روستایی استان‌های اصفهان و مرکزی از اهمیت زیادی برخوردار است.

جدول ۶: درصد سرپرستان بیکار خانوارهای فقیر استان‌ها در سال ۱۳۹۲

استان	درصد سرپرست بیکار	درصد مرد	درصد زن
مرکزی	۶/۳	۶۵/۵	۳۴/۵
گیلان	۴	۵۸/۷	۴۱/۳
مازندران	۲/۷	۵۴/۹	۴۵/۱
آذربایجان شرقی	۲/۱	۵۷/۵	۴۲/۵
آذربایجان غربی	۲/۶	۶۷/۳	۳۲/۷
کرمانشاه	۳/۲	۵۵	۴۵
خوزستان	۲/۲	۷۱/۴	۲۸/۶
فارس	۵/۴	۶۷/۶	۳۲/۴
کرمان	۲/۹	۵۲/۷	۴۷/۳
خراسان رضوی	۴/۳	۵۷/۵	۴۲/۵
اصفهان	۶/۱	۵۸/۸	۴۱/۲
سیستان و بلوچستان	۶/۱	۷۹/۸	۲۰/۲
کردستان	۲/۴	۸۲/۲	۱۷/۸
همدان	۳/۵	۶۳/۶	۳۶/۴
چهارمحال و بختیاری	۱/۲	۷۲/۷	۲۷/۳
لرستان	۲/۳	۶۱/۴	۳۸/۶
ایلام	۲/۹	۷۶/۴	۲۳/۶
کهگیلویه و بویراحمد	۱/۶	۹۳/۳	۶/۷
بوشهر	۳/۲	۸۸/۵	۱۱/۵
زنجان	۲/۱	۴۵	۵۵
سمنان	۲/۴	۶۲/۲	۳۷/۸
یزد	۳/۱	۷۲/۴	۲۷/۶
هرمزگان	۳/۴	۷۴/۶	۲۵/۴
تهران	۴/۵	۷۸/۸	۲۱/۲
اردبیل	۲/۷	۷۴	۲۶
قم	۴/۲	۶۵/۸	۳۴/۲
قزوین	۱/۶	۴۶/۷	۵۳/۳
گلستان	۴/۵	۶۲/۴	۳۷/۶
خراسان شمالی	۵/۲	۵۳/۱	۴۶/۹
خراسان جنوبی	۰/۸	۵۳/۳	۴۶/۷
البرز	۰/۳	۸۳/۳	۱۶/۷
مجموع	۱۰۰		

منبع: محاسبات این پژوهش با بررسی ۱۹۴۳۰ خانوار روستایی و ۱۸۸۷۳ خانوار شهری

۶- برآورد مدل و ارائه نتایج

با توجه به این‌که متغیر وابسته در رابطه (۱)، یک متغیر دو حالته (فقیر یا غیر فقیر بودن خانوار) است، لذا از مدل‌های انتخاب دوتایی (لاجیت یا پروبیت) استفاده می‌شود. در این مدل‌ها به دلیل غیر خطی بودن، روش برآورد با استفاده از تابع درستنمایی خواهد بود. بر همین اساس در این مطالعه مدل (۱) بر اساس روش لاجیت داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی به روش حداکثر درستنمایی برآورد خواهد شد. متغیرهای توضیحی ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی خانوارها را شامل می‌شود که عبارت‌اند از:

ویژگی‌های جمعیتی خانوار:

- بعد خانوار که انتظار بر این است اثر مثبت بر احتمال فقر داشته باشد (مطالعه مک و همکاران، ۲۰۰۷).
- سن و مجذور سن سرپرست خانوار که به عنوان متغیر کنترل وارد مدل شد (مانند مطالعه رودریگز، ۲۰۱۵ و مطالعه مک و همکاران، ۲۰۰۷). انتظار بر این است که رابطه سن و احتمال خروج از فقر U وارونه باشد. زیرا در سال‌های جوانی و پیش از میانسالی انتظار کسب درآمد بیشتر می‌شود و با ورود به دوران کهنسالی دیگر افزایش درآمد مورد انتظار نیست.
- جنسیت سرپرست خانوار که به صورت متغیر مجازی مرد (۱)، زن (۰) در نظر گرفته شد.

ویژگی‌های اجتماعی خانوار:

- سال‌های تحصیلات سرپرست خانوار و تعداد افراد باسواد خانوار که به عنوان شاخصی از سرمایه انسانی به کار گرفته شده‌اند. بر اساس مبانی نظری (مینسر[1]، ۱۹۵۸ و ۱۹۷۴) و مطالعات تجربی انتظار می‌رود سرمایه انسانی بر درآمد تأثیر مثبت داشته باشد و از این رو، به خروج خانوار از دایره فقر کمک کند.
- منطقه جغرافیایی که به صورت متغیر مجازی شهر (۱)، و روستا (۰) در نظر گرفته شده است.

ویژگی‌های اقتصادی خانوار:

- وضع فعالیت که به صورت متغیر مجازی بدون درآمد (۱) در مقابل دارای درآمد (۰) وارد مدل شده است.

[1]. Mincer (1958 & 1974)

- تعداد افراد شاغل خانوار و تعداد افراد دارای درآمد خانوار
- سطح زیربنای محل سکونت که به عنوان شاخصی برای سرمایه فیزیکی به کار گرفته شده است (به عنوان نمونه به مطالعه گدا و همکاران (۲۰۰۵)، قزوانی و گواید (۲۰۰۱) و ازکیا و همکاران (۱۳۸۰) مراجعه شود).

جدول (۷) نتایج برآورد مدل لاجیت داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی به روش حداکثر درستنمایی در سال ۱۳۹۲ را نشان می‌دهد. با توجه به آماره والد W معناداری کل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۹ درصد تایید می‌شود و بر اساس آماره LR استفاده از مدل لاجیت ساده رد و استفاده از مدل لاجیت داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود. کلیه متغیرها به جز تعداد افراد دارای درآمد از سطح اطمینان ۹۹ درصد برخوردار بودند. البته متغیر مذکور دارای سطح معنی‌داری ۵ درصد بود.

بر اساس نتایج، بعد خانوار اثر مثبت بر احتمال فقیر شدن خانوار دارد. اثر نهایی نشان‌دهنده این است که با افزایش بعد خانوار به اندازه یک نفر، احتمال فقیر شدن خانوار ۷ درصد افزایش می‌یابد. در عوض افزایش تعداد افراد دارای درآمد و افزایش تعداد افراد شاغل، به ترتیب موجب کاهش ۰/۵ درصد و ۳/۷ درصد احتمال قرارگیری خانوار در زمره فقرا می‌گردد. هم‌چنین، افزایش تعداد افراد با سواد در خانوار ۱/۱ درصد احتمال قرارگیری خانوار در زمره فقرا را کاهش می‌دهد.

همان‌گونه که انتظار می‌رفت، ضرایب معنادار متغیر سن و مجذور سن و علائم حاصل، نشان دهنده تأثیر U شکل سن سرپرست خانوار بر فقر است (مانند مطالعه کاگلایان و همکاران[1]، ۲۰۱۲). یعنی در سال‌های جوانی و میان‌سالی احتمال خروج از فقر وجود دارد در حالی که با کهولت سن و ورود به دوران پیری احتمال قرارگیری در دایره فقر افزایش می‌یابد. *از این رو در برنامه‌های فقرزدایی، دولت باید به سرپرست مسن توجه بیشتری داشته باشد.*

متغیر جنسیت که به صورت متغیر مجازی (مرد = ۱ و زن = ۰) وارد مدل شده است، نشان می‌دهد مرد بودن سرپرست خانوار نسبت به زن بودن آن، از احتمال قرارگیری خانوار در زیر خط فقر به میزان ۱/۵ درصد می‌کاهد. به عبارت دیگر احتمال وقوع فقر در خانوارهای زن‌سرپرست بیش از خانوارهای مردسرپرست است. *بنابراین، در سیاست‌های امحاء فقر، زنان سرپرست به‌ویژه آنان که به دوران پیری رسیده‌اند باید مورد عنایت خاص قرار گیرند.*

[1]. Caglayan (2012)

تحصیلات سرپرست خانوار دارای اثر معنادار منفی بر احتمال فقر خانوار است. طبق اثر نهایی، با یک سال افزایش تحصیلات سرپرست خانوار، احتمال فقر ۱/۲ درصد کاهش می‌یابد. وضعیت درآمد سرپرست که به صورت متغیر مجازی بدون درآمد در مقابل دارای درآمد وارد مدل شده، بیان‌گر آن است که عدم داشتن درآمد (داشتن هر کدام از وضعیت‌های بیکار، محصل و خانه‌دار) ۳/۸ درصد بر احتمال فقر خانوار می‌افزاید. *در این صورت، چتر حمایتی – همانند یارانه باید برای سرپرستان بیکار، محصل و خانه‌دار در نظر گرفته شود.*

زندگی در مناطق روستایی یا شهری بر فقر اثرگذار است. طبق نتایج با فرض ثبات سایر شرایط، انتظار بر این است که احتمال قرارگیری خانوارهای شهری در چرخه فقر ۸/۲ درصد بیش از خانوارهای روستایی باشد. اثر معنادار و منفی سطح زیربنای محل سکونت بر احتمال فقر، می‌تواند حاکی از آن باشد که با خروج خانوار از فقر، آنان در فضای وسیع‌تری سکونت می‌کنند. به عبارتی رابطه افزایش هر متر مربع زیربنا و احتمال خروج از فقر ۰/۰۱ درصد بوده‌است.

جدول ۷: نتایج برآورد مدل لاجیت داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی به روش حداکثر درستنمایی در سال ۱۳۹۲

متغیر	ضریب برآورد شده	P >|z|	اثر نهایی (dy / dx)
سن سرپرست	-۰/۰۹۱۴۹۴۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۹۱۷۸۹
مجذور سن سرپرست	۰/۰۰۰۷۴۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰۷۴۷
تحصیلات سرپرست	-۰/۱۲۳۶۲۹۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۲۴۰۲۸
وضعیت درآمدی سرپرست*	-۰/۳۴۳۲۶۶۱	۰/۰۰۰	-۰/۳۸۷۶۸۵
جنسیت سرپرست*	-۰/۱۴۹۱۵۶۲	۰/۰۰۴	-۰/۰۱۵۳۲۵
سطح زیربنا	-۰/۰۱۹۲۵۹۴	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۱۹۳۲۲
بعد خانوار	۰/۷۰۳۲۵۸۷	۰/۰۰۰	۰/۰۷۰۵۵۲۸
تعداد افراد باسواد	-۰.۱۱۳۰۱۶۸	۰/۰۰۰	-۰.۰۱۱۳۳۸۱
تعداد افراد شاغل	-۰.۳۷۰۱۲۷۲	۰/۰۰۰	-۰.۰۳۷۱۳۲۱
تعداد افراد دارای درآمد	-۰.۰۵۴۴۷۱۱	۰/۰۴۵	-۰.۰۰۵۴۶۴۷
شهری یا روستایی*	۰/۸۰۶۰۶۲۹	۰/۰۰۰	۰/۰۸۲۰۸۸۷
ثابت	۱/۲۳۶۰۶۶	۰/۰۰۰	
Log likelihood =-۱۴۲۸۲,۷۲۸			
Statistic LR =۱۰۸۳/۵۱			
Statistic W = ۴۲۴۶/۸۷			
Number of Obs = ۳۸۳۰۳			

***اثرنهایی برای متغیرهای مجازی، به صورت تغییر از ۰ به ۱ است.

منبع: برآورد این پژوهش

۷- جمع‌بندی و راهبرد سیاستی

توجه به مسئله فقر و فقرزدایی یک موضوع مهم جهانی است. گسترش فقر موجب کاهش تقاضای مؤثر در جامعه خواهد شد و این امر کاهش تولید، اشتغال و تغییر در ترکیب تولیدات را در پی خواهد داشت. با توجه به چند بعدی بودن فقر، تصمیم‌گیری برای مبارزه با فقر، تخصیص اعتبار برای کاهش آن و موفقیت طرح‌های فقرزدایی به شاخص انتخابی برای اندازه‌گیری فقر و شناخت هر چه بیشتر این معضل اجتماعی- اقتصادی وابسته است. بدین منظور، در این مقاله ابتدا ۶۲ خط فقر خانوار در سطح استان‌ها به تفکیک شهری و روستایی با روش ۵۰ درصد میانگین مخارج و با استفاده از ریزداده‌های طرح هزینه- درآمد مرکز آمار ایران محاسبه گردید. طرح هزینه درآمد خانوار در سال ۱۳۹۲، ۱۹۴۳۰ خانوار روستایی و ۱۸۸۷۳ خانوار شهری در سطح کشور را شامل شده بود.

بر اساس خط فقر محاسبه شده، مشخص گردید ۱۸/۲ درصد از خانوارهای روستایی و ۲۰/۰۸ درصد از خانوارهای شهری در زیر خط فقر زندگی و با مسئله فقر دست و پنجه نرم می‌کنند. هم‌چنین بعد از محاسبه خط فقر روستایی و شهری به تفکیک استان مشخص شد که در ایران، استان تهران با داشتن ۲۷/۷ درصد خانوار فقیر در مناطق شهری و استان اصفهان با داشتن ۲۳/۷ درصد خانوار فقیر در مناطق روستایی بیشترین درصد فقرا را در خود جای داده‌اند. علاوه بر این، بیشترین خانوار زن سرپرست فقیر روستایی و شهری به ترتیب در استان قم (۲۷/۱ درصد) و استان خراسان شمالی (۲۱/۲ درصد) زندگی می‌کنند.

هم‌چنین، استان‌های تهران، اصفهان و سیستان و بلوچستان بیشترین درصد خانوار مرد سرپرست فقیر از کل خانوار مرد سرپرست ساکن در مناطق شهری و روستایی را در خود جای داده‌اند. در حالی که بیشترین درصد زنان فقیر سرپرست خانوار از کل زنان سرپرست در استان‌های خراسان‌های شمالی و رضوی و اصفهان سکونت داشته‌اند. علاوه بر موارد فوق، استان‌های مرکزی، سیستان و بلوچستان و اصفهان بیش‌ترین درصد سرپرستان بیکار را در بین خانوارهای فقیر دارند. نتایج به‌دست آمده از پردازش اولیه داده‌ها و توصیف آن‌ها نشان می‌دهد که در برنامه‌های فقر زدایی باید آمایش سرزمین در نظر گرفته شود.

بعد از شناسایی خانوارهای فقیر در سطح استان‌ها به تفکیک شهر و روستا، عوامل اثرگذار بر فقر خانوار با روش لاجیت داده‌های شبه تابلویی با اثرات تصادفی به روش حداکثر درستنمایی برآورد شد. از ویژگی‌های متمایز این مطالعه با دیگر مطالعات در زمینه فقر، محاسبه خط فقر در سطح

استان‌ها و به تفکیک روستا و شهر و خوشه‌بندی داده‌ها بر اساس آن و ایجاد یک پانل ساختگی یا یک شبه پانل با استفاده از داده‌های یک سال معین بوده است. دو راهبرد مشخص از نتایج حاصل از برآورد الگو می‌توان ارائه نمود:

در سیاست‌های امحاء فقر، زنان سرپرست مسن مورد عنایت خاص قرار گیرند و دیگر این که چتر حمایتی باید برای سرپرستان بیکار، محصل و خانه‌دار باشد.

منابع و مآخذ

۱. ابراهیم‌پور، سمانه (۱۳۹۰). *تاثیر عوامل اقتصادی- اجتماعی بر فقر در ایران*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران.

۲. ابراهیم‌پور، سمانه. و علمی، زهرا (میلا) (۱۳۹۲). "تعیین کننده‌های فقر خانوارهای شهری ایران در سال ۱۳۸۸ کاربرد مدل داده‌های تابلویی با متغیر وابسته محدود". فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی – ایرانی) **۱۳**(۴۹): ۱۱۶-۱۰۱.

۳. باقری، فریده. حیدری، خلیل. دانش‌پرور، نیما. کاوند، حسین. و پیمان، سید حسین (۱۳۸۶). *ارائه‌ی شیوه‌ای برای محاسبه‌ی خط فقر رسمی در ایران*، گروه پژوهشی آمارهای اقتصادی.

۴. پورقربان، محمدرضا (۱۳۸۷). *نقش مالیات و یارانه در کاهش فقر در ایران*، رساله دوره دکتری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران.

۵. پیرائی، خسرو. و شهسوار، محمدرضا (۱۳۸۸). "بررسی وضعیت فقر در مناطق شهری و روستایی استان فارس". پژوهش نامه اقتصادی **۹**(۳): ۲۶۴-۲۳۳.

۶. حسن‌زاده، علی (۱۳۷۹). "بررسی عوامل مؤثر بر فقر: مطالعه موردی ایران". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران **۳**(۴): ۱۸۳- ۱۳۵.

۷. حکمتی فرید، صمد (۱۳۹۳). *بررسی تطبیقی عوامل مؤثر بر فقر خانوارهای دارای سرپرست شاغل و غیر شاغل شهری کشور*، اولین کنفرانس ملی اقتصاد، مدیریت و فرهنگ ایرانی اسلامی.

۸. حیدری، خلیل. فرامرزی، ایوب. قصوری، شکوفه. و ایرا، عبدالرحیم (۱۳۹۴). *برآورد خط فقر و شاخص‌های نابرابری در ایران ۱۳۸۳-۱۳۹۲*، گروه پژوهشی آمارهای اقتصادی، مرکز آمار ایران.

۹. خالدی، کوهسار. و پرمه، زورار (۱۳۸۴). "بررسی وضعیت فقر در مناطق شهری و روستایی ایران (۱۳۸۲-۱۳۷۵)". اقتصاد کشاورزی و توسعه **۱۳**(۴۹): ۸۴-۵۷.

۱۰. خداداد کاشی، فرهاد. باقری، فریده. حیدری، خلیل. و خداداد کاشی، امید (۱۳۸۱). *اندازه‌گیری شاخص‌های فقر در ایران: کاربرد انواع خط فقر، شکاف فقر و شاخص فقر ۱۳۷۹-۱۳۶۳*، گروه پژوهشی آمارهای اقتصادی، مرکز آمار ایران.

۱۱. راغفر، حسین. و باباپور، میترا (۱۳۹۳). "تجزیه و تحلیل رفتار بین نسلی هزینه مصرفی خانوارهای شهری با استفاده از داده‌های شبه تابلویی". فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی **۱۰**: ۱۹۹-۱۷۷.

۱۲. سالاری، محمدجعفر (۱۳۹۵). "بررسی مقایسه‌ای فقر در هشت استان شرق کشور (۱۳۸۳-۱۳۹۳)". فصلنامه ایده‌های نو در علوم و فناوری **۱**(۱): ۲۴-۱۲.

۱۳. عرب مازار، عباس. و حسینی نژاد، سید مرتضی (۱۳۸۳). "عوامل مؤثر بر فقر خانوارهای شاغل روستایی در ایران". جستارهای اقتصادی **۱**(۱): ۹۴-۶۷.

۱۴. علمی، زهرا (میلا). و علی‌تبار لداری، فهیمه (۱۳۹۱). "اثر آموزش و بعد خانوار بر احتمال خروج از فقر در مناطق شهری ایران در دو سال ۱۳۸۴ و ۱۳۸۸". فصلنامه علمی-پژوهشی رفاه اجتماعی **۱۲**(۴۶): ۱۴۱-۱۰۹.

۱۵. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (۱۳۸۱). ترجمه گزارش توسعه جهانی بانک جهانی ۲۰۰۱-۲۰۰۰، مبارزه با فقر، بانک جهانی.

۱۶. مرکز آمار ایران (۱۳۹۲). داده‌های طرح هزینه- درآمد خانوار.

۱۷. مهریار، امیرهوشنگ (۱۳۷۳). "فقر: تعریف و اندازه‌گیری آن". مجله برنامه و توسعه **۲**(۸): ۸۸-۳۹.

۱۸. نجفی، بهاالدین. و شوشتریان، آشان (۱۳۸۶). "برآورد خط فقر، اندازه فقر و بررسی تعیین‌کننده‌های آن در خانوارهای شهری و روستایی در ایران". مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه **۱۵**(۵۹): ۲۴-۱.

19. Achia, T. N. Wangombe, A. & Khadioli, N. (2010). "A Logistic Regression Model to Identify Key Determinants of Poverty Using Demographic and Health Survey Data". European Journal of Social Sciences **13**(1): 38-45.
20. Atkinson, A. B. (1989). *Poverty and Social Security*, Harvester Wheatsheaf.
21. Biyase, M. and Zwane, T. (2017). "An Empirical Analysis of the Determinants of Poverty and Household Welfare in South of Aferica". MPRA https://mpra.ub.uni-muencn.de/77085.
22. Caglayan, E. Kosan, N. I. & Astar, M. (2012). "An Empirical Analysis of the Determinants of Household Poverty in Turkey". Asian Economic and Financial Review **2**(1): 181-191.
23. Deaton, A. (1985). "Panel Data from a Time Series of Cross-Sections". Journal of Econometrics 30: 109-126.
24. Garza-Rodriguez, J. (2015). "The Determinants of Poverty in the Mexican States of the US–Mexico Border". GARZA–RODRÍGUEZ, Jorge. Los determinantes de la pobreza en los estadosmexicanos en la frontera con EstadosUnidos. Estudios Fronterizos **17**: 141-167.
25. Geda, A. Jong, N. & Kimenyi, M.S. (2005). "Determinants of Poverty in Kenya: A Household Level Analysis". University of Connecticut. Working Paper 2005-44.

26. Ghazouani, M. & Goaied, S. (2001). "The Determinants of Urban and Rural Poverty in Tunisia". Discussion Paper Laboratoired'EconométrieAppliquée (LEA), Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Tunis, Tunisia.
27. Haddad, K. G. (2017). "Parents Decision on Child Labor and School Attendance Evidence from Iranian Households". Journal of Education and Work Fortcoming, DOI: 10.1080/13639080.1341.44
28. Majeed, M. T. & Malik, M. N. (2014). "Determinants of Household Poverty: Empirical Evidence from Pakistan". Online at http://mpra.ub.uni-muenchen.de/57744/MPRA Paper No. 57744.
29. Mincer, J. (1958). "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution". The Journal of Political Economy 281-302. https://www.jstor.org/stable/1827422.
30. Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earning*, New York, Columbia University Press.
31. Mok, T. Y. Gan, C. & Sanyal, A. (2007). "The Determinants of Urban Household Poverty in Malaysia". Journal of Social Sciences **3**(4): 190-196.
32. Ravalion, M. (1996). "Issues in Measuring and Modeling Poverty". Economic Journal **106**: 1328-1343.
33. Rowntree, B. S. (1901). *Poverty: a Study of Town Life*, London, Macmillan.
34. Sen, A. K. (1987). *Commodities and Capabilities: Professor Dr. P. Hennipman Lectures in Economics, 1982 Delivered at the University of Amsterdam*, Oxford University Press.
35. Townsend, P. (1985). "A Sociological Approach to the Measurement of Poverty-A Rejoinder to Professor Amartya Sen". Oxford Economic Papers **37**(4): 659-668.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

بررسی عوامل مؤثر بر شفافیت سیاست پولی در کشورهای منتخب خاورمیانه

امید ستاری[۱]
کاظم یاوری[۲]
حسن حیدری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۲/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۰۲

چکیده

به لحاظ نظری شفافیت سیاست پولی معمولا به تقارن اطلاعات بین بانک مرکزی و بخش خصوصی اطلاق می‌شود. درجات بالای شفافیت عدم اطمینان را کاهش، استنباط بخش خصوصی از اهداف بانک مرکزی را بهبود و تاثیرگذاری سیاست پولی را افزایش می‌دهد. در دو دهه اخیر، بانک‌های مرکزی سراسر دنیا مجموعه‌ای از راهکارها را برای افزایش شفافیت سیاست پولی به کار گرفته‌اند. امروزه اکثر بانک‌های مرکزی گزارش‌های منظمی راجع به شرایط اقتصادی و مالی، وضعیت سیاست پولی و چشم‌انداز متغیرهای هدف منتشر می‌کنند. علاوه بر این اکثر بانک‌های مرکزی در کشورهای پیشرفته اهداف تورمی صریحی را در هدایت سیاست پولی اتخاذ کرده‌اند که می‌تواند به عنوان یکی از جنبه‌های مهم شفافیت سیاست پولی مورد توجه قرار گیرد. اما حرکت به سوی شفافیت بیشتر سیاست پولی در بین اکثر کشورهای خاورمیانه از جمله ایران با کندی نسبی همراه بوده است. بر این اساس در این مطالعه با هدف بررسی عوامل مؤثر بر شفافیت سیاست پولی در کشورهای منتخب خاورمیانه در دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۸، از روش داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج به دست‌آمده از تخمین شش مدل، نشان‌دهنده نقش منفی معنادار تورم دوره گذشته و همچنین اثر مثبت معنادار متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، تعمیق مالی و افزایش درجه باز بودن اقتصاد بر میزان شفافیت سیاست پولی در کشورهای منتخب خاورمیانه است. همچنین در بین متغیرهای نهادی، عامل کارایی دولت نیز بر شفافیت سیاست پولی در این کشورها تاثیر مثبت داشته است. در حالی که سایر متغیرهای نهادی اثر معناداری بر میزان شفافیت سیاست پولی نداشته‌اند.

واژگان کلیدی: شفافیت بانک مرکزی، داده‌های تابلویی، سیاست پولی، اقتصادهای خاورمیانه.

Keywords: Central Bank Transparency, Panel Data, Monetary Policy, Middle East Economies.

JEL Classification: E52, E59, C23.

[۱]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه ولیعصر رفسنجان O.sattari@vru.ac.ir
[۲]. استاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول) kyavari@yazd.ac.ir
[۳]. استادیار گروه اقتصاد نظری، دانشگاه تربیت مدرس تهران hassan.heydari@modares.ac.ir

۱- مقدمه

سیاست پولی از جمله عرصه‌های در حال تکامل اقتصاد کلان است و رژیم سیاست‌گذاری پولی طی دهه‌های گذشته دستخوش تحولات عظیمی شده است. اصلاحات انجام شده در زمینه سیاست پولی در دهه‌های ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ به چند مولفه اساسی معطوف بوده که یکی از آن‌ها شفاف‌تر شدن فرآیند تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری و آگاه کردن عموم از طریق کانال‌های ارتباطی به منظور مدیریت انتظارات تورمی بوده است (جلالی نائینی، ۱۳۹۴). در دو دهه اخیر، شفافیت یکی از ویژگی‌های بارز سیاست‌گذاری‌های پولی شده است و بانک‌های مرکزی سراسر دنیا مجموعه‌ای از راهکارها را برای افزایش شفافیت سیاست پولی[1] به کار گرفته‌اند. پیش از این دوره، بانک‌های مرکزی به رازداری مشهور بودند. انگیزه این رازداری (عدم شفافیت) در هر عصر متفاوت بوده است. بانک‌های مرکزی که در ابتدای پیدایش، بیشتر دیدگاه کسب و کار و سودآوری[2] داشتند، تصمیمات وام‌دهی خود را به جهت حفظ مزیت رقابتی بر رقبای خود اظهار نمی‌کردند. زمانی که بانک‌های مرکزی به بانکداری برای دولت[3] تغییر وظیفه دادند، با هدف اجتناب از ارائه اطلاعات تحقیرکننده و تضعیف‌کننده راجع به تأمین مالی دولت، رازداری خود را حفظ کردند. زمانی هم که نقش آخرین وام‌دهنده[4] را در اقتصاد به عهده گرفتند، به منظور جلوگیری از کاهش اعتماد به مؤسسات مالی در شرایط بحرانی، متمایل به حفاظت از اطلاعات مربوط به عملیات این مؤسسات در زمان اضطرار بودند (ایچن‌گرین و دینسر[5]، ۲۰۱۴).

اما امروزه اکثر بانک‌های مرکزی گزارش‌های منظمی راجع به شرایط اقتصادی و مالی، وضعیت سیاست پولی و چشم‌انداز متغیرهای هدف[6] منتشر می‌کنند. علاوه بر این اکثر بانک‌های مرکزی در کشورهای پیشرفته اهداف تورمی صریحی را در هدایت سیاست پولی اتخاذ کرده‌اند که می‌تواند به‌عنوان یکی از جنبه‌های مهم شفافیت سیاست پولی موردتوجه قرار گیرد (ما و لی[7]، ۲۰۱۵).

در مجموع از لحاظ تئوری، شفافیت سیاست پولی معمولاً به تقارن اطلاعاتی[8] بین بانک مرکزی و بخش خصوصی اطلاق می‌شود. دلیل حرکت به سمت شفافیت بیشتر در اکثر بانک‌های مرکزی را

---

1. Monetary Policy Transparency
2. Commercial Banking Business
3. Bankers to Government
4. Lender of Last Resort
5. Eichengreen & Dincer (2014)
6. Goal Variables
7. Ma & Li (2015)
8. Informational Symmetry

می‌توان در چهار زمینه جستجو کرد. اولاً این حرکت به سمت شفافیت بیشتر، بخشی از فشار عمومی در جهت تحقق یک خواسته بزرگ‌تر ملت‌ها که همان پاسخ‌گو کردن دولت است، می‌باشد. ثانیاً شفافیت یک بخش کلیدی مسئولیت‌پذیری[1] و پاسخ‌گویی بانک مرکزی در عصری است که اکثر بانک‌های مرکزی از دولت‌ها مستقل شده‌اند. در واقع اکنون که بانک‌های مرکزی در انتخاب تاکتیک‌هایشان آزاد هستند، شفافیت به مردم این آگاهی را می‌دهد که آیا عملکرد بانک مرکزی با تعهداتش همخوانی دارد؟ ثالثاً شفافیت بیشتر معمولاً کمک می‌کند بازارهای دیگر خیلی روان‌تر به سیاست‌گذاری‌ها واکنش نشان دهند و با توجه به چشم‌انداز، امکان غافلگیرکردن بخش خصوصی با سیاست‌ها افزایش می‌یابد. رابعاً شفافیت وسیله‌ای برای افزایش اعتبار[2] تعهدات بانک مرکزی به تورم کم و ثبات بیشتر است. در واقع تعهد بانک مرکزی زمانی متقاعدکننده است که بانک مرکزی به صورت جزئی اشاره کند که چگونه و بر چه اساس سیاست‌هایش قرار است نرخ تورم مطلوب را ایجاد کند (ایچن‌گرین و دینسر، ۲۰۱۴).

با توجه به اهمیت مسئله شفافیت در امر سیاست‌گذاری پولی، این مقاله به بررسی عوامل مؤثر بر شفافیت سیاست پولی در کشور منتخب خاورمیانه[3] در دوره زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۰ می‌پردازد. همچنین به منظور فراهم شدن امکان مقایسه، تاثیر این عوامل بر مجموعه متشکل از ۱۰۲ کشور[4] جهان نیز مورد بررسی قرار گرفته است. این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است: در بخش اول به ارائه مقدمه‌ای راجع به موضوع پرداخته شده است. در بخش دوم با تکیه بر ادبیات موضوع به بررسی مفهوم شفافیت و جایگاه آن در سیاست‌گذاری پولی و نظرات مخالفان و موافقان شفافیت

---

1. Accountability
2. Credibility

۳. با توجه به دسترسی به اطلاعات شاخص شفافیت کشورهای منتخب عبارت‌اند از: بحرین، مصر، ایران، عمان، یمن، اردن، امارات متحده عربی، عربستان سعودی، لبنان، ترکیه، قطر، کویت.

۴. کشورهای مورد بررسی در این گروه به شرح ذیل هستند: بنگلادش، کامبوج، اتیوپی، غنا، کنیا، قرقیزستان، لائوس، مالاوی، موزامبیک، رواندا، سیرالئون، تاجیکستان، تانزانیا، اوگاندا، یمن، زامبیا، آلبانی، ارمنستان، آذربایجان، بلیز، چین، مصر، السالوادور، مغولستان، نیجریه، پاکستان، فیلیپین، سریلانکا، سوریه، گرجستان، گواتمالا، گویان، هند، اندونزی، ایران، اردن، لسوتو، مولداوی، تایلند، تونس، اوکراین، آرژانتین، بلاروس، بوسنی، بوتسوانا، برزیل، بلغارستان، شیلی، کلمبیا، کوبا، فیجی، جامائیکا، قزاقستان، لیتوانی، لبنان، لیبی، لتونی، مقدونیه، مالزی، موریتیس، مکزیک، نامیبیا، پرو، لهستان، رومانی، روسیه، آفریقای جنوبی، ترکیه، اروگوئه، ونزوئلا، استرالیا، بحرین، باهاماس، باربادوس، کانادا، کرواسی، قبرس، چک، دانمارک، استونی، هنگ کنگ، مجارستان، ایسلند، رژیم صهیونیستی، ژاپن، کره جنوبی، کویت، مالت، نیوزیلند، نروژ، عمان، قطر، عربستان، سنگاپور، اسلواکی، اسلوونی، سوئد، سوئیس، ترینیدادوتوباگو، امارات، انگلستان، آمریکا.

اشاره شده و در بخش سوم به نحوه کمی‌سازی شاخص شفافیت سیاست پولی پرداخته شده است. بخش چهارم شامل معرفی مدل و متغیرها و نتیجه برآورد مدل است و در پایان نتایج به دست آمده تفسیر و جمع‌بندی شده است.

۲- پیشینه تحقیق

شفافیت سیاست پولی را می‌توان به صورت جریان مستمر اطلاعات راجع به اهداف سیاست‌ها، ترجیحات بانکداران مرکزی، تفسیر آن‌ها از نحوه کارکرد اقتصاد، دانش آن‌ها از داده‌ها، انتظاراتشان راجع به آینده و در نهایت استراتژی انتخاب شده در سیاست‌گذاری، از مقام پولی به عموم مردم تعریف کرد (نیومن[1]، ۲۰۰۲). همچنین ایچن‌گرین و دینسر (۲۰۱۴) شفافیت سیاست پولی را تقارن اطلاعاتی[2] بین بانک مرکزی و بخش خصوصی تعبیر می‌کنند.

از دیدگاه نظری بحث قابل اعتنایی به نفع شفافیت وجود دارد. بر اساس قضیه اول رفاه در دنیای با اطلاعات نامتقارن و با فرض عدم وجود سایر نقایص بازار، حرکت به سمت شفافیت کامل باعث افزایش رفاه می‌شود، زیرا منجر به نتیجه بهینه اول می‌شود. اما در دنیای واقعی بسیاری از نقایص بازار موجود هستند و بنابراین افزایش در شفافیت ممکن است سودمند نباشد و نتیجه این حرکت بستگی به شرایط و اطلاعات خاصی که افشا می‌شود، دارد (گراتس[3]، ۲۰۱۴). بر این اساس در بین محققان پولی، دیدگاه حرکت به سوی شفافیت بیشتر سیاست پولی، طرفداران و مخالفانی دارد که در بخش بعد، به بررسی اجمالی این دیدگاه‌ها پرداخته شده است.

۲-۱- بررسی آرا موافقان افزایش شفافیت سیاست پولی

شفافیت سیاست پولی از نظر اکثر اقتصاددانان به عنوان یکی از ضروریات سیاست‌گذاری پولی موفق ارزیابی می‌شود. در مطالعه‌ای که توسط بلیندر[4] (۲۰۰۰) انجام گرفت، از گروهی از کارشناسان بانک‌های مرکزی و اقتصاددانان دانشگاهی خواسته شد که ویژگی‌هایی را که به نظر آن‌ها در سیاست پولی اعتبار ایجاد می‌کند، رتبه‌بندی کنند که در این مطالعه شفافیت، در کنار پیشینه صداقت[5]، استقلال بانک مرکزی و پیشینه مبارزه با تورم[1]، به عنوان چهار عامل اصلی موجد

---

1. Neumann (2002)
2. Informational Symmetry
3. Geraats (2014)
4. Blinder (2000)
5. History of Honesty

اعتبار برای بانک مرکزی انتخاب شدند. علی‌رغم اینکه تفاوت چندانی در امتیازها وجود نداشت، رتبه‌های بالاتر به ترتیب مربوط به پیشینه صداقت[۲]، استقلال بانک مرکزی و پیشینه مبارزه با تورم[۳] بود. اما در بین این چهار عامل، شفافیت توجه فراوانی را در دهه اخیر به خود اختصاص داده است که می‌تواند ناشی از گستردگی ادبیات در حوزه استقلال بانک مرکزی باشد. زمانی که بانک‌های مرکزی خودمختاری بیشتری در تنظیم و دنبال کردن اهدافشان می‌یابند، به‌طور خودکار نیاز بیشتری به پاسخ‌گویی[۴] وجود خواهد داشت. بنابراین مشروعیت دموکراتیک[۵] یک توجیه اقتصاد سیاسی برای شفافیت بیشتر فراهم می‌کند. ثانیاً سه ویژگی که در مطالعه بلیندر بااهمیت‌تر از شفافیت تلقی شدند، متغیرهایی هستند که بانک مرکزی در کوتاه‌مدت نمی‌تواند تغییر قابل ملاحظه‌ای در وضعیت آن‌ها ایجاد کند. در واقع سطح شفافیت اولین ویژگی است که بانک مرکزی می‌تواند به صورت فوری جهت ارتقا آن عمل کند.

بر همین اساس مطالعاتی ضمن تلاش در جهت ارائه تعریف جامع از شفافیت بانک مرکزی (شفافیت سیاست پولی)، به بررسی اثرات مثبت آن بر اقتصاد پرداخته‌اند. از آن‌جا که در مقالاتی مانند گراتس[۶] (۲۰۰۱) و ایسینگ[۷] (۲۰۰۱) نشان داده شده است که سطوح اعتبار بالاتر بانک مرکزی می‌تواند تورم را با هزینه کمتری کاهش دهد، بخش عمده این مطالعات بر اثر مثبت شفافیت بر اعتبار بانک مرکزی تاکید می‌کنند. به عنوان مثال برنانکه و میشکین[۸] (۱۹۹۲) نشان داده‌اند شفافیت بیشتر که موجب افزایش اعتبار می‌شود، می‌تواند دستاوردهای سیاست‌های پولی را ارتقا دهد. نتایج مقاله اسچالینگ و نولان[۹] (۱۹۹۸) نشان می‌دهد که شفافیت می‌تواند تورش تورمی برای کشورهایی با تاریخچه تورمی بد یا با استقلال نسبتاً پایین را کاهش دهد. فریدریکسون[۱۰] (۲۰۰۰) در گزارش صندوق بین‌المللی پول بیان می‌کند بانک مرکزی با فراهم کردن اطلاعات کافی راجع به فعالیت‌هایش برای عموم، می‌تواند مکانیسمی برای افزایش اعتبارش از طریق هماهنگ‌کردن عملکردش با گزارش‌هایش به عموم[۱۱]، پایه‌گذاری کند. در مطالعه فرای و

---

1. History of Fighting Inflation
2. History of Honesty
3. History of Fighting Inflation
4. Accountability
5. Democratic Legitimacy
6. Geraats (2001)
7. Issing (2001)
8. Bernanke & Mishkin (1992)
9. Schaling & Nolan (1998)
10. Friðriksson (2000)
11. Public Statements

همکاران[1] (۲۰۰۰) شفافیت به عنوان یکی از مهم‌ترین فاکتورهای اثرگذار بر اعتبار بانک مرکزی در نظر گرفته شده است و این نتیجه در مطالعات بعدی از جمله مقالات چرتاریاس و همکاران[2] (۲۰۰۲)، پوسن[3] (۲۰۰۲) وکوتنر[4] (۲۰۰۱)، تأیید شده است. نیومن (۲۰۰۲) در موافقت با شفافیت سیاست پولی، بیان می‌کند که اولاً از دیدگاه اقتصاد سیاسی شفافیت پیش‌شرط پاسخ‌گویی دموکراتیک است، ثانیاً از دیدگاه عاملان بازار شفافیت به این علت که تصمیمات آینده این کارگزاران هم با وضعیت جاری و هم با وضعیت برنامه‌ریزی‌شده آینده سیاست پولی در ارتباط است، امری مطلوب به شمار می‌آید و ثالثاً از دیدگاه مقام پولی شفافیت می‌تواند ابزاری برای به دست آوردن اعتبار و در نتیجه راهی به سوی حفظ ثبات قیمت‌ها باشد. میشکین و اشمیت هبل[5] (۲۰۰۱ و ۲۰۰۷) بحث می‌کنند که بانک‌های مرکزی می‌توانند اعتبار را با هدایت یک سیاست شفاف در چارچوب هدف‌گذاری تورمی[6] فراهم کنند که این مسئله به بهبود رابطه با بخش خصوصی کمک می‌کند.

بخش دیگری از مطالعات، بدون تاکید بر اعتبار بانک مرکزی، به بررسی اثر شفافیت بر عملکرد اقتصاد پرداخته‌اند. کورتنی و کلر[7] (۲۰۰۱) اثر شفافیت بانک مرکزی بر بازار دارائی‌های مالی را بررسی کردند و دریافتند افزایش شفافیت بانک مرکزی انگلستان، کارایی بازارهای مالی را افزایش داده است.

مطالعات لوین و همکاران[8] (۲۰۰۴) و ایچن‌گرین و دینسر (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که سیاست شفاف، بانک مرکزی را قادر به کاستن از نااطمینانی راجع به نرخ‌های بهره آینده، انتظارات لنگر تورمی[9]، کاهش واریانس تورم و نرخ فداکاری[10] می‌کند. ایفینگر و گراتس[11] (۲۰۰۶) شاخصی برای تعیین درجه شفافیت بانک مرکزی برای ۹ بانک مرکزی مهم دنیا بر اساس پنج جنبه شفافیت بانک مرکزی محاسبه و ارائه نمودند، که در مطالعات دیگر به شاخص EG شهرت یافته است. آن‌ها به بررسی مقادیر این شاخص در دوره ۲۰۰۲-۱۹۹۸ می‌پردازند. دمرتیس و هیوز هالت[12]

1. Fry (2000)
2. Chortareas (2002)
3. Posen (2002)
4. Kuttner (2001)
5. Mishkin & Schmidt-Hebbel (2001 & 2007)
6. Inflation Targeting
7. Courtenay & Clare (2001)
8. Levin (2004)
9. Anchor Inflation Expectation
10. Sacrifice Ratio
11. Eijffinger & Geraats (2006)
12. Demertzis & Hughes Hallett (2007)

(۲۰۰۷) ارتباط بین شاخص EG و میانگین و واریانس تورم و شکاف تولید را بررسی نموده و دریافته‌اند علی‌رغم این‌که افزایش شفافیت اثری بر میانگین تورم ندارد، واریانس تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد که برای مدیریت تورم سودمند است. در همین زمینه، مقاله ون درکرویسن و دمرتیس[1] (۲۰۰۷) شواهدی مؤید این‌که شفافیت به تثبیت انتظارات تورمی بخش خصوصی کمک می‌کند، ارائه می‌دهد.

ایچن‌گرین و دینسر[2] (۲۰۰۹) در مطالعه دیگری با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی، عوامل تعیین‌کننده و اثرات شفافیت سیاست پولی را بررسی نموده و به این نتیجه می‌رسند که رویه‌های اجرای شفاف‌تر سیاست پولی با نوسانات تورمی کمتری همراه است. کول، میدل دورپ و روزنکرانز[3] (۲۰۱۱) اثر افزایش شفافیت در ۲۴ کشور را بررسی می‌کنند و در می‌یابند که دقت پیش‌بینی نرخ ارز توسط بخش خصوصی زمانی که سیاست پولی شفاف‌تر بوده، افزایش یافته است. در یک مدل تصحیح خطای نامتقارن[4]، پاپادامو[5] (۲۰۱۳) نشان می‌دهد سطح شفافیت بانک مرکزی بر اساس معیار پیش‌بینی‌های سیاست پولی، می‌تواند اثر معناداری بر مکانیسم انتقال سیاست پولی به بازارهای اسناد خزانه‌داری[6] داشته باشد و بنابراین سیاست پولی شفاف که قدرت پیش‌بینی بخش خصوصی را افزایش می‌دهد، می‌تواند در مقابله با عدم اطمینان و وقفه‌های زمانی مکانیسم انتقال سیاست پولی مؤثر باشد.

۲-۲- بررسی آرا مخالفان افزایش شفافیت سیاست پولی

علی‌رغم مطالعات زیادی که به تصدیق اثرات مثبت شفافیت بانک مرکزی پرداخته‌اند، بایستی اشاره کرد که این دیدگاه مخالفانی هم داشته است. موریس و شین[7] (۲۰۰۲) شفافیت را در شرایطی که کارگران بخش خصوصی وزن زیادی به علائم عمومی بانک مرکزی می‌دهند، پرهزینه می‌دانند، زیرا اطلاعات زیاد در دسترس عموم می‌تواند سبب ایجاد جانشینی ناخواسته[8] با اطلاعات خصوصی شود. بنابراین افشاسازی اطلاعات نسبتاً مخدوش (مثلاً برآوردهای اولیه آمار و

1. Van Der Cruijsen & Demertzis (2007)
2. Eichengreen & Dincer (2009)
3. Kool, Middeldorp & Rosenkranz (2011)
4. Asymmetric Error Correction
5. Papadamou (2013)
6. Treasury Bond Markets
7. Morris & Shin (2002)
8. Crowding Out

پیش‌بینی‌های غیر قابل اتکا) می‌تواند نوسانات بی‌مورد اقتصادی ایجاد کند. علاوه بر این اتکای بیشتر بر ارتباطات بانک مرکزی با عموم اثرات جانبی منفی دارد که آگاهی بخشی انتظارات بازار را کاهش می‌دهد. علاوه بر این افشای عمومی می‌تواند از تلاش‌های بخش خصوصی در به دست آوردن اطلاعات بکاهد و به‌طور بالقوه پیش‌بینی‌های بخش خصوصی را بدتر کند و به این عقیده که شفافیت الزاماً هم سودمند نیست _مخصوصاً زمانی که اطلاعات ارائه شده مخدوش هستند_ قوت می‌بخشد. در مطالعه مشابهی کول و همکاران[1] (۲۰۱۱) دریافته‌اند که اطلاعات در دسترس عموم می‌تواند موجب کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی در اطلاعات شده که این امر موجب ایجاد اختلال در پیش‌بینی‌ها می‌شود، همین نتیجه در مطالعه میدل درپ و روسنکرانز[2] (۲۰۱۱) هم تأیید می‌شود. علی‌رغم ایراداتی که از سوی اسونسون[3] (۲۰۰۶) به کار موریس و شین وارد می‌شود، مطالعه دمرتیس و هوبریخت[4] (۲۰۰۷) نشان می‌دهد که شفافیت بیشتر همیشه هم مطلوب نیست. کوکرمن[5] (۲۰۰۹) حد شفافیت بانک مرکزی را بررسی می‌نماید و بحث می‌کند که شفاف بودن راجع به همه‌چیز به دلیل دانش محدود بانک مرکزی در مورد اقتصاد عملاً امکان‌پذیر نیست. در همین زمینه ون در کرویسن و همکاران[6] (۲۰۱۰) با مطرح کردن این سؤال که آیا بانک‌های مرکزی باید درجه شفافیتشان را تا سرحد ممکن افزایش دهند، نشان می‌دهند که احتمالاً درجه متوسط بهینه‌ای برای شفافیت بانک مرکزی[7] وجود دارد که تا زمان رسیدن به آن میزان بهینه، افزایش شفافیت مطلوب است. زیرا کیفیت پیش‌بینی‌های تورمی بخش خصوصی را ارتقا می‌دهد و این افزایش کیفیت از درجه گذشته‌نگری[8] تورم می‌کاهد و موجب کاهش درجه ماندگاری تورم[9] می‌شود. اما در میزان شفافیت فراتر از این حد بهینه، افراد ممکن است به واسطه حجم زیاد اطلاعات دریافتی گیج شوند و این کیفیت مفروض پیش‌بینی‌های تورم آن‌ها را کاهش داده و لذا گذشته‌نگری افزایش یافته و منجر به ماندگاری تورم شود. آن‌ها در این مقاله با استفاده از یک مجموعه وسیع از داده‌های تابلویی راجع به شفافیت بانک‌های مرکزی، تأیید تجربی برای درجه بهینه‌ای از شفافیت بانک مرکزی که در آن ماندگاری تورم حداقل است، به دست آورده‌اند.

---

1. Kool (2011)
2. Middeldorp & Rosenkranz (2011)
3. Svensson (2006)
4. Demertzis & Hoeberichts (2007)
5. Cukierman (2009)
6. Van Der Cruijsen (2010)
7. Optimal Intermediate Degree of Central Bank Transparency
8. Backward Looking Manner
9. Inflation Persistence

در مطالعه ارمن و فراتچر[1] (۲۰۰۹) تأیید شده است که شفافیت بیش از حد به این دلیل که حد پیش‌بینی‌پذیری سیاست پولی را کاهش می‌دهد، ممکن است باعث گیج شدن عاملان اقتصادی شود. با فرض کمبود شفافیت راجع به رفتار بانک مرکزی سیرومتروس و زیمر[2] (۲۰۰۹) اثر سیاست‌های تسهیل پولی بر اشتغال را بررسی و یک رابطه منفی بین این سیاست‌ها و اشتغال در شرایط عدم وجود شفافیت کامل یافته‌اند. در یک مدل دو دوره‌ای که سرمایه‌گذاری دولتی می‌تواند رشد آتی اقتصاد را بهبود بخشد، دای و سیدیروپولوس[3] (۲۰۱۱) بررسی می‌کنند که چگونه تعامل بین شفافیت بانک مرکزی و سیاست مالی، عملکرد و نوسانات اقتصاد کلان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که اثرات کمبود شفافیت بستگی به اثر نهایی سرمایه‌گذاری دولتی دارد.

توردالیف[4] (۲۰۰۹) برای بررسی اثرات شفافیت سیاست پولی، یک مدل تعادل عمومی شامل بانک مرکزی و دو گروه کارگزاران (تولیدکنندگان و کارگران) را در نظر می‌گیرد که در آن بانک مرکزی به دنبال حداکثر کردن میانگین وزنی مطلوبیت‌های این دو گروه است. بانک مرکزی دو مسیر پیش رو دارد: عمل کردن به نفع کارگران یا به نفع تولیدکنندگان. فرض شده است که بانک مرکزی اطلاعاتی در اختیار دارد. نویسنده به بررسی دو رژیم پولی ممکن می‌پردازد. یکی رژیم پولی شفاف و دیگری غیر شفاف[5]. در این مطالعه برای مقادیر منطقی پارامترها نشان داده شده است که کارگران تحت رژیم غیر شفاف منتفع می‌شوند. ری و توردالیف[6] (۲۰۱۳) در مطالعه دیگری شفافیت سیاست پولی را در قالب یک مدل تعادل عمومی تصافی پویا بررسی می‌کنند. نوع شفافیت در نظر گرفته شده در این پژوهش انتشار پیش‌بینی‌های بانک مرکزی راجع به وضعیت آینده اقتصاد است و تجزیه و تحلیل پویای رمزی[7] را برای یافتن تخصیص‌های بهینه[8] تحت رژیم‌های سیاستی مختلف به کارگرفته‌اند. در این مطالعه مدل اقتصادی که شامل صنایع بسیار زیاد است، شوک‌های عرضه و تقاضا را تجربه می‌کند. بانک مرکزی اطلاعات خصوصی[9] راجع به شوک‌ها را منتشر می‌کند. نشان داده شده است که برای شکل خاصی از ترجیحات (ترجیحات

1. Ehrmann & Fratzscher (2009)
2. Spyromitros & Zimmer (2009)
3. Dai & Sidiropoulos (2011)
4. Turdaliev (2009)
5. Opaque
6. Rhee & Turdaliev (2013)
7. Dynamic Ramsey Analysis
8. Optimal Allocation
9. Private Information

لگاریتمی نسبت به مصرف و خطی نسبت به فراغت در نظر گرفته شده است)، رفاه اجتماعی به شفافیت بستگی ندارد و سیاستی بهینه است که بهترین جایگزینی بین نرخ نهایی جانشینی و تولید نهایی نیروی کار را مد نظر قرار دهد و نتیجه کلی این است که عموماً رفاه مربوط به رژیم غیر شفاف کمتر از رفاه مربوط به رژیم شفاف نخواهد بود.

در جمع‌بندی دیدگاه‌های موافق و مخالف افزایش شفافیت سیاست پولی بایستی اشاره کرد که استدلال اصلی موافقان افزایش شفافیت سیاست پولی این است که باعث اعتبار بالاتر و افزایش مسئولیت‌پذیری بانک مرکزی و در نتیجه کاهش نوسانات تورم و بهبود مدیریت انتظارات تورمی می‌گردد. در حالی که مخالفان بر اثرات برون‌رانی اطلاعات در اختیار عموم و همچنین احتمال بروز اشتباه به علت دانش ناقص، در اطلاعات ارائه شده از طرف بانک مرکزی به عموم تأکید می‌کنند.

۳- اندازه‌گیری تجربی شفافیت سیاست پولی

بانک‌های مرکزی از نظر این‌که چه میزان در گام‌های مختلف فرآیند سیاست‌گذاری پولی، شفافیت دارند، متفاوت هستند. شفافیت طبق تعریف اساسا مفهومی کیفی است. به منظور بررسی اثر عوامل کلان اقتصادی بر شفافیت سیاست پولی محققان ناگزیر از معرفی شاخصی کمی برای تعیین درجه شفافیت سیاست پولی هستند. محققان تلاش کرده‌اند از طرق گوناگون اقدام به کمی‌سازی شفافیت کنند. در این‌جا به تأثیرگذارترین تلاش‌ها جهت ارائه معیارهای قابل محاسبه شفافیت، اشاره می‌گردد.

تأثیرگذارترین و قابل اتکاترین مطالعه در این بخش توسط گراتس (۲۰۰۲) انجام شده که به عنوان پایه‌ای برای کمی‌سازی شفافیت توسط سایر محققان از جمله ایچن‌گرین و دینسر هم قرار گرفته است. وی از تکنیک تاکسونومی[1] (رتبه‌بندی) برای تحلیل شفافیت سیاست پولی استفاده می‌کند و بر پنج جنبه متمایز شفافیت مربوط به بخش‌های مختلف مکانیسم سیاست‌گذاری تمرکز می‌کند و بر اساس این تفکیک پرسشنامه‌ای تنظیم و با استفاده از آن اقدام به امتیازدهی و رتبه‌بندی بانک‌های مرکزی می‌کند. اولین جنبه، مربوط به رابطه بین مقام اجرایی و بانک مرکزی است که به آن شفافیت سیاسی[2] گفته می‌شود. این مفهوم به طور خاص مربوط به این سؤال است که آیا

[1]. Taxonomy
[2]. Political Transparency

شرح وظایف و مسئولیت‌ها، با توجه به اهداف بانک مرکزی مثل اهداف خاص سیاستی، به طور شفاف تدوین و تضمین می‌شود؟ حوزه دوم که شفافیت اقتصادی نام دارد، مربوط به انتشار اطلاعات اقتصادی شامل پیش‌بینی‌ها، توسط بانک مرکزی است که ارزشیابی و مداقه[1] تصمیمات بانک مرکزی توسط بخش خصوصی را ممکن می‌کند. حوزه سوم مربوط به فرآیند تصمیم‌گیری درونی بانک‌های مرکزی یعنی شفافیت رویه‌ای[2] است. به طور خاص آیا بانک مرکزی در مورد این که چگونه به تصمیم سیاستی خود رسیده است، اطلاعاتی از طریق رونوشت‌ها[3]، صورت‌جلسه‌ها[4] و یا تصمیمات به رأی گذاشته شده در کمیته سیاستی مرتبط، منتشر می‌کند؟ حوزه چهارم یعنی شفافیت سیاستی[5] به انتشار اطلاعات راجع به تصمیمات سیاستی در اولین فرصت بعد از تصویب آن‌ها همراه با ارائه جزئیاتی از تفکر پشتیبان تصمیم سیاستی، می‌پردازد و حتی اعلان عمومی این‌که سیاست تغییری نکرده را هم در بر می‌گیرد. آخرین حوزه، شفافیت عملکردی[6] است که مسئله انتقال تصمیمات سیاست پولی در عمل را در بر می‌گیرد و به طور خاص این‌که آیا بانک مرکزی اطلاعات مربوط به مکانیسم پولی یا ارزیابی دقت پیش‌بینی‌های قبلی یا پاسخ‌گویی راجع به دلایل اشتباهات در پیش‌بینی‌های گذشته یا شوک‌های پیش‌بینی نشده اقتصاد را منتشر می‌کند؟

رهیافت دیگر در شاخص‌سازی برای شفافیت سیاست پولی، ارزیابی اطلاعات در دسترس عموم مربوط به سیاست‌گذاری پولی است که درجه شفافیت سیاست پولی در غیاب اصطکاک در انتقال و پردازش داده‌ها را نشان می‌دهد. می‌توان همانند فراکاسو، گنبرگ و ویپلوژ[7] (۲۰۰۳) کیفیت انتشارات بانک مرکزی را ارزیابی کرد. آن‌ها گزارش‌های اطلاعاتی مربوط به ۲۰ بانک مرکزی هدف‌گذار تورمی را رده‌بندی کردند که در آن انگلستان، نیوزیلند و برزیل بالاتر از دیگران قرار گرفتند.

تعدادی شاخص شفافیت وجود دارد که بر اساس عملکرد افشاگری ساخته می‌شود. فرای و همکاران (۲۰۰۰) یک مجموعه داده ارزشمند از پیمایش ۹۴ بانک مرکزی که در سال ۱۹۹۸ انجام شده بود، ارائه کردند. نمره‌های بالا را نروژ، سوئد و انگلستان برای سیاست جلونگر (شفافیت

1. Scrutiny
2. Procedural Transparency
3. Transcript
4. Minute
5. Policy Transparency
6. Operational Transparency
7. Fracasso, Genberg & Wyplosz (2003)

اقتصادی) به دست آوردند، در حالی که ژاپن و آمریکا امتیازات بالایی در زمینه توضیح تصمیمات سیاستی به دست آورده‌اند (شفافیت رویه‌ای و سیاسی).

ایفینگر و گراتس (۲۰۰۶) یک شاخص سیستماتیک شفافیت که انواع مختلف شفافیت‌ها را متمایز می‌کند، ساختند. داده‌های آن‌ها افشای اطلاعات ۹ بانک مرکزی بزرگ را در دوره ۲۰۰۲-۱۹۹۸ محاسبه کرده که نشان از افزایش شفافیت دارد. بر طبق شاخص آن‌ها انگلستان در سال ۱۹۹۸ شفاف‌ترین بانک مرکزی بود و به‌صورت نزدیکی توسط کانادا و نیوزیلند تعقیب می‌شد.

کرو و مید[1] (۲۰۰۸) یک شاخص شفافیت دیگر معرفی کردند که همه انواع شفافیت را در بر می‌گیرد. آن‌ها داده‌های فرای و همکاران (۲۰۰۰) را استفاده کردند که با داده‌های جمع‌آوری شده برای ۳۷ بانک مرکزی در سال ۲۰۰۶ کامل شده بود و افزایش قابل توجه شفافیت در کشورهای توسعه‌یافته را نشان می‌داد.

ما و لی (۲۰۱۵) با به‌کارگیری نسخه اصلاح شده‌ای از ساختار زمانی نرخ بهره و قرار دادن آن در مدل تعادل عمومی تصادفی پویا، به بررسی و تعیین میزان شفافیت سیاست پولی در چین با به‌کارگیری داده‌های فصلی مربوط به دوره ۲۰۰۳-۱۹۹۲ نمودند. نتایج به دست آمده از تخمین بیزی[2] نشان می‌دهد درجه شفافیت سیاست پولی در چین بسیار پایین است. از نظر نویسندگان این مقاله، یک اصلاحات در دو گام بایستی توسط چین در زمینه سیاست پولی اعمال گردد. اولاً استقلال بانک مرکزی بایستی تقویت شود و یک رژیم هدف‌گذاری تورمی صریح بایستی برای تحت کنترل گرفتن تورم اتخاذ شود. ثانیاً مجموعه‌ای از تنظیمات نهادی باید برای افزایش شفافیت سیاست پولی در عمل به کار گرفته شود.

گسترده‌ترین مجموعه داده برای شفافیت سیاست پولی که در این مطالعه نیز از آن‌ها به عنوان شاخص شفافیت سیاست پولی در سه گروه کشور مورد بررسی استفاده شده است، توسط ایچن‌گرین و دینسر (۲۰۱۴) ارائه شده که شاخص ایفینگر و گراتس را برای ۱۲۰ بانک مرکزی از ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۰ جمع‌آوری و نمره‌ای در بازه ۰ تا ۱۵ به کشورها داده شده است. آن‌ها دریافتند که افزایش در افشای اطلاعات توسط بانک مرکزی محدود به کشورهای توسعه‌یافته نیست که به طور متوسط شفاف‌ترین‌ها هستند، بلکه کشورهای با درآمد متوسط و اقتصادهای در حال ظهور هم در حال شفاف‌ترشدن هستند.

---

1. Crowe & Meade (2008)
2. Bayesian Estimation

لازم به ذکر است که در مطالعه حاضر به منظور بررسی اثر عوامل مؤثر بر شفافیت سیاست پولی در کشورهای خاورمیانه، به‌روزترین مجموعه داده مربوط به متغیر شفافیت سیاست پولی مستخرج از مطالعه ایچن‌گرین و دینسر (۲۰۱۴) که دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۸ را در بر می‌گیرد، مورد استفاده قرار گرفته است.

۴- عوامل مؤثر بر شفافیت سیاست پولی

علی‌رغم مطالعات نظری و تجربی صورت گرفته پیرامون اثر شفافیت بر متغیرهای اقتصادی، عوامل مؤثر بر شفافیت سیاست پولی در مطالعات معدودی مورد بررسی قرار گرفته است. یکی از جامع‌ترین این مطالعات، مقاله ایچن‌گرین و دینسر (۲۰۱۴) است که در آن متغیرهای استفاده شده در مدل‌سازی شاخص شفافیت و چرایی استفاده از آن‌ها به شرح ذیل هستند.

۱- درآمد سرانه: این متغیر به عنوان پروکسی نشان‌دهنده سطح توسعه‌یافتگی جوامع مختلف در نظر گرفته شده است. از آن‌جا که در جوامع توسعه‌یافته فشار افکار عمومی برای افزایش شفافیت همه نهادها، از جمله نهاد سیاست‌گذاری پولی بیشتر است، انتظار می‌رود که بین سطح توسعه‌یافتگی جوامع و شفافیت بانک مرکزی رابطه مستقیم وجود داشته باشد.

۲- عمق مالی[1]: انتظار می‌رود که با تعمیق بازار پول و بازارهای مالی یک کشور شفافیت سیاست‌گذار پولی افزایش یابد.

۳- درجه باز بودن اقتصاد: با توجه به این‌که بازتر بودن، اقتصاد را در معرض شوک‌های گوناگون اقتصادی و از جمله شوک نرخ ارز قرار می‌دهد، اثر آن بر شفافیت بانک مرکزی وابسته به وضعیت نظام ارزی و انعطاف‌پذیری نرخ ارز است. همچنین افزایش درجه باز بودن اقتصاد تعامل بانک‌های مرکزی را گسترش می‌دهد که می‌تواند بر شفافیت سیاست‌گذار اثر مثبت بگذارد.

۴- وضعیت تورم و سابقه تورم: ایچن‌گرین و دینسر (۲۰۱۴)، در به روز رسانی مجموعه داده‌های شفافیت بانک مرکزی متغیر سابقه تورمی کشورها را به عنوان عامل تعیین‌کننده دیگر در میزان شفافیت سیاست‌گذار پولی مطرح کرده‌اند و اعتقاد دارند هرچه پیشینه تورم کشورها شرایط بدتری داشته باشد، فشار عمومی برای افزایش شفافیت بیشتر است.

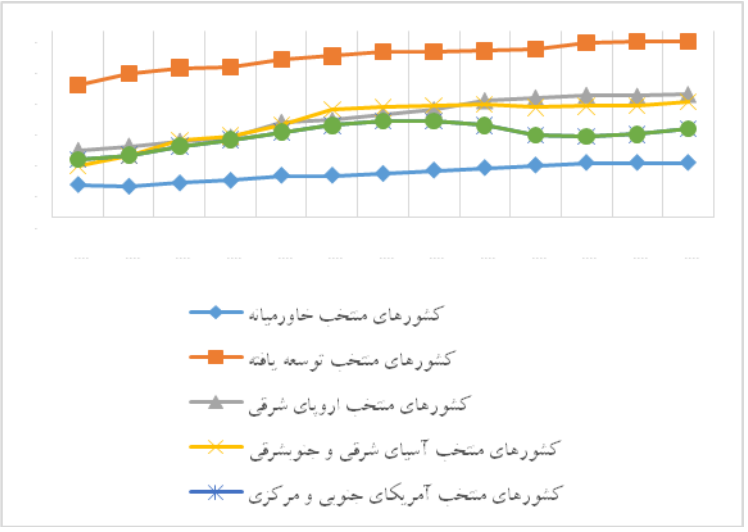
علاوه بر موارد بالا، متغیرهای ساختاری مربوط به محیط سیاست‌گذاری بانک مرکزی، در بین متغیرهای مستقل مدل مورد توجه قرار گرفته‌اند. شاخص‌های نهادی مربوط به وضعیت حکمرانی

[1]. Financial Depth

از این گروه متغیرها هستند. بر این اساس در بخش برآورد مدل با رهیافتی نزدیک به روش ایچن‌گرین و دینسر (۲۰۱۴) اقدام به ارزیابی عوامل مؤثر بر شفافیت سیاست پولی در کشورهای خاورمیانه شده است.

۵- برآورد مدل

هدف مطالعه حاضر بررسی عوامل مؤثر بر شفافیت سیاست پولی در کشورهای منتخب خاورمیانه است. همان‌طور که در نمودار ۱ نشان داده شده است، در دوره مورد بررسی کشورهای منتخب خاورمیانه نسبت به کشورهای منتخب گوناگون سطح شفافیت سیاست پولی کمتری را تجربه نموده‌اند.



نمودار ۱: مقایسه وضعیت شفافیت سیاست پولی گروه کشورهای منتخب خاورمیانه و سایر کشورها
منبع: ایچن‌گرین و دینسر (۲۰۱۴)

بر این اساس بررسی عوامل اثرگذار بر این روند حائز اهمیت است. با توجه به پیشینه تحقیق و مطالعه ایچن‌گرین و دینسر عوامل مؤثر بر شفافیت بانک مرکزی در قالب دو گروه متغیر مورد توجه قرار گرفته است. گروه نخست شامل متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار بر عملکرد بانک‌های مرکزی است و گروه دوم متغیرهای مربوط به ساختار نهادی کشورهاست. بر این اساس متغیرهای جدول ۱ در مدل تحقیق قرارگرفته‌اند. لازم به ذکر است که در این مطالعه، به منظور ایجاد امکان

مقایسه، گروه کشورهای خاورمیانه و گروه کشورهای جهان (شامل ۱۰۲ کشور) در دو مدل جداگانه مورد بررسی قرار گرفته اند.

جدول ۱: متغیرهای مدل بررسی عوامل مؤثر بر شفافیت سیاست پولی در کشورهای خاورمیانه

نام متغیر	توضیحات
شاخص شفافیت سیاست پولی	از مطالعه دینسر و ایچن‌گرین(۲۰۱۴) استخراج شده است.
تولید ناخالص داخلی سرانه	منبع پایگاه داده بانک جهانی است.
تورم در دوره گذشته	منبع پایگاه داده بانک جهانی است.
درجه باز بودن اقتصاد	منبع پایگاه داده بانک جهانی است.
عمق مالی	منبع پایگاه داده بانک جهانی است. شاخص مورد استفاده سهم سپرده‌های بانکی در تولید ناخالص داخلی است.
کنترل فساد	عمل قدرت بخش عمومی برای منافع شخصی را اندازه‌گیری می‌کند که شامل فساد خرد و کلان و تصرف و نفوذ در دولت به‌وسیله گروه‌های ذی‌نفع است. منبع پایگاه داده شاخص‌های حکمرانی است.
حاکمیت قانون	موفقیت یک جامعه را در توسعه محیطی که در آن قوانین عادلانه و قابل پیش‌بینی بر اساس تعاملات اقتصادی و اجتماعی تشکیل می‌شود اندازه‌گیری می‌کند و مهم‌تر از آن اینکه تا چه حد حقوق مالکیت حفاظت می‌شود. منبع پایگاه داده شاخص‌های حکمرانی است.
کارایی دولت	این متغیر کیفیت ارائه خدمات عمومی، کیفیت بروکراسی، روحیه رقابت غیر نظامی، استقلال در ارائه خدمات غیر نظامی به دور از فشارهای سیاسی و اعتبار کمیته دولت برای سیاست‌ها را اندازه‌گیری می‌کند. تأکید اصلی این شاخص بر داده‌های مورد نیاز برای دولت است که قادر به تولید و اجرای سیاست‌های خوب و ارائه کالاهای عمومی است. منبع پایگاه داده شاخص‌های حکمرانی است.
کیفیت قانون‌گذاری	انتشار سیاست‌های نامناسب بازار مانند کنترل قیمت‌ها یا نظارت ناکافی، همچنین درک معضلات اعمال شده توسط مقررات افراطی در زمینه‌هایی مانند تجارت خارجی و توسعه کسب‌وکار را اندازه‌گیری می‌کند. منبع پایگاه داده شاخص‌های حکمرانی است.
حق اظهار نظر و پاسخ‌گویی	این شاخص درجه مشارکت شهروندان یک کشور را در انتخاب دولت اندازه‌گیری می‌کند. این شاخص بیانگر مسائلی همچون حقوق سیاسی، آزادی مطبوعات و تجمعات سیاسی و اجتماعی است که تحت عنوان شاخص دموکراسی از آن یاد می‌شود. منبع پایگاه داده شاخص‌های حکمرانی است.

۵-۱- روش برآورد

روش مورد استفاده در این مقاله، روش داده‌های تابلویی است. به‌کارگیری این رویکرد مزایایی دارد، از جمله این‌که سری‌های زمانی و داده‌های مقطعی که ناهمگنی‌ها را لحاظ نمی‌کنند، با ریسک دستیابی به نتایج تورش‌دار رو به رو هستند. بالتاجی[1] (۱۹۹۵) در تحقیقی به این نتیجه رسید که روش داده‌های تابلویی قادر است متغیرهای پایا نسبت به مکان و زمان را لحاظ کند؛ در حالی که سری‌های زمانی و مطالعات مقطعی این قدرت را نداشتند. بنابراین یک امتیاز روش داده‌های تابلویی این است که برآوردهای نااریب و سازگار می‌دهد. همچنین این روش، اطلاعات بیشتر،

[1]. Baltagi (1995)

تغییرپذیری بیشتر، همخطی کمتر، درجه آزادی بیشتر و کارایی بیشتر را ارائه می‌کند و بهتر می‌تواند پویایی‌های تعدیل (تطبیق یا اصلاح) را نشان دهد. توزیع‌های مقطعی که نسبتاً ثابت به نظر می‌آیند، تغییرات چندجانبه (پویایی چندجانبه) را نشان نمی‌دهند، اما این تغییرات توسط روش داده‌های تابلویی بهتر مورد مطالعه قرار می‌گیرد. روش داده‌های تابلویی، توانایی بهتری در تشخیص و اندازه‌گیری اثراتی که به راحتی در مطالعات مقطعی و سری زمانی خاص قابل پیش‌بینی نیستند، دارد و به محقق اجازه می‌دهد الگوهای رفتاری پیچیده‌تری را در مقایسه با داده‌های مقطعی یا سری زمانی خاص بسازد و آزمایش کند (بالتاجی، ۱۹۹۵).

در این بخش برای مجموعه کشورهای خاور میانه و همچنین برای مجموعه کشورهای جهان شش مدل برآورد شده است که در هر شش مدل تورم دوره قبل، درجه باز بودن، عمق مالی و تولید ناخالص داخلی سرانه با توجه به ادبیات موضوع به عنوان متغیر کنترل در مدل قرارگرفته‌اند. به دلیل احتمال بروز همبستگی بین متغیرهای مربوط به حکمرانی، هر بار یکی از متغیرها در مدل قرار داده شده است. نتایج به دست آمده از برآورد مدل‌های مختلف در کشورهای خاور میانه و کشورهای جهان در جداول ۲و ۳ ارائه‌شده است.

جدول ۲: نتایج برآورد مدل‌های توضیح‌دهنده شفافیت سیاست پولی در کشورهای خاورمیانه

متغیرهای توضیحی	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ٤	مدل ٥	مدل ٦
عرض از مبدأ	-۰/۴۴	-۰/۰۶۳	-۰/۸۰۳	-۰/۹۱	-۰/۱۲۷	-۰/٤۲
تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۰۰۰۰۶***	۰/۰۰۰۰۵**	۰/۰۰۰۰۵**	۰/۰۰۰۰۵**	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰۵*
تورم دوره قبل	-۰/۰۵۹***	-۰/۰۴***	-۰/۰۴***	-۰/۰۳***	-۰/۰۴۶***	-۰/۰٤۸***
درجه باز بودن	۰/۰۲۲***	۰/۰۱۸**	۰/۰۲۱**	۰/۰۲***	۰/۰۱۸**	۰/۰۱۸**
عمق مالی	۰/۰۱۵**	۰/۰۱۷**	۰/۰۲۱	۰/۰۱***	۰/۰۱۹***	۰/۰۱۹***
کنترل فساد		-۰/۳۳				
حاکمیت قانون			۰/۰۸۷			
کارایی دولت				۲/۴۹***		
کیفیت مقررات و نظارت					۰/۳	
حق اظهار نظر و پاسخ‌گویی						-۰/۳٦
آزمون هاسمن	۱۱/۶۸***	۵۴/۵۵***	۲۴/۰۱***	۵۰/۷۹***	۲۶/۶۷***	۵۲/۷۵***
R^2	۰/۸۷	۰/۸۹	۰/۸۹	۰/۹	۰/۸۹	۰/۸۹
آزمون F لیمر	۷۹/۰۹***	۴۸/۹۲***	۵۳/۱۳***	۳۰/۸۹***	۴۵/۴۱***	۲۵/۰٤***

معناداری ضرایب در سطح اطمینان ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد به ترتیب با *،**و *** نشان داده شده است.

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۳: نتایج برآورد مدل‌های توضیح‌دهنده شفافیت سیاست پولی در کشورهای جهان

متغیرهای توضیحی	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ٤	مدل ٥	مدل ٦
عرض از مبدأ	۱/۲۳***	۱/۶۵***	۱/۵۹***	۱/۶۴***	۱/۶۵***	۱/٦٤***
تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۰۰۰۲***	۰/۰۰۰۲***	۰/۰۰۰۲***	۰/۰۰۰۲***	۰/۰۰۰۲***	۰/۰۰۰۲***
تورم دوره قبل	-۰/۰۰۲**	-۰/۰۰۱۶	-۰/۰۰۱۶	-۰/۰۰۱۵	-۰/۰۰۱۵	-۰/۰۰۱۵
درجه باز بودن	۰/۰۱۱***	۰/۰۱***	۰/۰۱***	۰/۰۱***	۰/۰۱***	۰/۰۱***
عمق مالی	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۲
کنترل فساد		-۰/۴۳۲**				
حاکمیت قانون			-۰/۲۶			
کارایی دولت				۰/۲۸		
کیفیت مقررات و نظارت					۰/۱۸	
حق اظهار نظر و پاسخ‌گویی						۰/۱۵۱
آزمون هاسمن	۱۱/۶۸**	۸۶/۵۹***	۸۵***	۹۸/۱۱***	۹۸/۷***	۹۲/۳٤***
R^2	۰/۸۶	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸
آزمون F لیمر	۷۹/۰۹***	۴۳/۶۸***	۴۲/۷۶***	۳۸/۴۶***	۳۶/۹۳***	٤۲/۰۸***

معناداری ضرایب در سطح اطمینان ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد به ترتیب با *،**و *** نشان داده شده است.

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جداول ۲ و ۳ نشان داده شده است، به منظور حصول اطمینان از معنادار بودن گروه کشورهای عضو نمونه از آزمون معنادار بودن گروه استفاده شده است. بدین منظور آزمون اثرات ثابت[1] که به آزمون F مشهور است، به کار گرفته شده است. معناداری آماره F، نشان از رد فرض برابری عرض از مبدأها و لذا الزام به استفاده از عرض از مبدأهای مختلف و به عبارت دیگر قبول استفاده از روش پانل دارد. سپس برای پاسخ به این‌که آیا تفاوت در عرض از مبدأ واحدهای مقطعی (کشورها) به طور ثابت عمل می‌کند یا تصادفی، از آزمون هاسمن[2] استفاده شده است که معنادار بودن آماره این آزمون منجر به رد فرض وجود اثرات تصادفی شده و اثرات ثابت باید در تخمین لحاظ شود. بر این اساس هر شش مدل با لحاظ اثرات ثابت برآورد شده‌اند.

نتایج به دست آمده از تخمین هر شش مدل در سطح خاورمیانه نشان دهنده اثر مثبت تولید سرانه، عمق مالی و درجه باز بودن اقتصاد و همچنین اثر مثبت کارآیی دولت بر شفافیت بانک مرکزی و اثر منفی معنادار تورم دوره گذشته بر میزان شفافیت سیاست پولی در کشورهای منتخب خاورمیانه است.

1. Fixed Effects Test
2. Hausman Test

نتایج به دست آمده از تخمین هر شش مدل در سطح جهان (۱۰۲ کشور) نشان‌دهنده اثر مثبت تولید سرانه و درجه باز بودن اقتصاد بر شفافیت بانک مرکزی و اثر غیر معنادار سایر متغیرهای کنترل است. در بین شاخص‌های حکمرانی نیز تنها شاخص کنترل فساد بر شفافیت سیاست پولی تأثیر منفی معنادار دارد.

۶- نتیجه‌گیری

بروز تحولات روزآمد در حوزه نظریه‌پردازی پولی در دهه‌های ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰، با تکامل ادبیات سیاست‌گذاری پولی همراه شده است و مؤلفه‌های زیادی در روند این تکامل اصلاحات را تجربه کرده‌اند. یکی از این مؤلفه‌ها شفاف‌تر شدن فرآیند تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری پولی و آگاه کردن عموم از طریق کانال‌های ارتباطی بانک مرکزی بوده است. با توجه به روند فزاینده حرکت بانک‌های مرکزی در سراسر جهان به سمت شفافیت بیشتر با تکیه بر این نظر که این اقدام می‌تواند اثرگذاری سیاست‌های پولی را افزایش دهد، در این مطالعه به بررسی وضعیت کشورهای منتخب خاور میانه در این حوزه و تعیین اثر متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین برخی متغیرهای نهادی بر شفافیت سیاست پولی این کشورها پرداخته شد.

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد علی‌رغم این‌که اثر تورم دوره قبل بر شفافیت سیاست پولی در گروه شامل ۱۰۲ کشور جهان در بیشتر مدل‌ها معنادار نبوده است، عامل تورم دوره قبل اثر منفی معناداری بر شفافیت بانک مرکزی در کشورهای خاورمیانه دارد. بدین معنی که در ساختار اقتصاد کشورهای خاورمیانه با افزایش نرخ تورم، فرآیند سیاست‌گذاری پولی غیر علنی‌تر و عدم تقارن اطلاعات بین مردم و بانک مرکزی طبعاً بیشتر خواهد شد. این نتیجه که با مبانی نظری سازگاری دارد، می‌تواند تفسیرهای متفاوتی داشته باشد. یک تفسیر این است که تصور شود عامل عدم استقلال بانک مرکزی از دولت که کمابیش در همه این کشورها وجود دارد، می‌تواند بخشی از این معما را پاسخ دهد که چرا در کشورهای خاورمیانه تورم بیشتر، جریان انتقال اطلاعات بین بانک مرکزی و مردم را ضعیف می‌کند. به عبارت دیگر می‌توان این فرضیه را مطرح کرد که رد پای همراهی بانک مرکزی با دولت در شکل دادن به ساختار تورم این کشورها (از طرق گوناگون مثل پولی کردن کسر بودجه و افزایش پایه پولی و...) باعث می‌شود که در زمان بروز تورم در این کشورها بانک مرکزی موضع پنهان کارانه به خود بگیرد و همان‌طور که قبلا ذکر شد با ایده بانک‌داری برای دولت اقدام به حفاظت از اطلاعات مرتبط با سیاست‌گذاری پولی نماید.

اثر مثبت معنادار تولید سرانه در این کشورها بر شفافیت سیاست پولی که با اثر درآمد سرانه در گروه کشورهای جهان و همچنین با مبانی نظری سازگاری دارد، نشان می‌دهد که افزایش رفاه اقتصادی شهروندان، شفافیت بانک مرکزی را افزایش می‌دهد و در واقع می‌تواند گواهی بر این مسئله باشد که تقاضای اطلاعات همراه با شکوفایی اقتصاد این کشورها افزایش می‌یابد (اطلاعات کالایی نرمال است) و عرضه این اطلاعات هم با عملکرد مناسب سیاست‌گذاران در حوزه اقتصادی تقویت می‌گردد.

افزایش درجه باز بودن اقتصاد در هر دو گروه کشور مورد بررسی اثر مثبت معنادار بر میزان شفافیت بانک مرکزی داشته است. این نتیجه که با مبانی نظری و نتایج مطالعه ایچن‌گرین و دینسر (۲۰۱۴) سازگاری دارد، نشان می‌دهد که حرکت به سوی تعامل بیشتر با اقتصادهای جهان و در نتیجه نهادهای پولی و مالی بین‌المللی، حرکت به سوی شفافیت بیشتر در بانک‌های مرکزی کشورهای خاورمیانه را الزام می‌کند.

اثر متغیر عمق مالی بر شفافیت سیاست پولی که در گروه کشورهای جهان در هیچ‌یک از مدل‌ها معنادار نبوده است، در کشورهای خاورمیانه اثری سازگار با مبانی نظری نشان داده است. تعمیق مالی در این کشورها می‌تواند باعث کاهش نقش بانک‌های مرکزی عمدتا غیر مستقل این کشورها در سیاست‌گذاری اعتباری شده، و در نتیجه با بهبود بخشیدن به استقلال سیاست‌گذاری این نهاد زمینه افزایش شفافیت بانک مرکزی در این کشورها را فراهم نماید.

اثر مثبت کارایی دولت بر شفافیت تأکید دیگری بر وابستگی دو نهاد دولت و بانک مرکزی در این اقتصادها و در نتیجه تأثیرپذیری شفافیت بانک مرکزی از عملکرد دولت است و چه بسا این پیوند ناخجسته زمینه‌ساز انتقال ناکارآمدی دولت به بانک مرکزی و یکی از عوامل اصلی مسبب عملکرد ضعیف بانک‌های مرکزی این گروه کشورها در زمینه شفافیت سیاست پولی در دوره ۱۳ ساله مورد بررسی باشد.

منابع و مأخذ

۱. جلالی نائینی، سید احمدرضا (۱۳۹۴). *سیاست پولی: مبانی نظری و ارزیابی عملکرد در ایران*، تهران، پژوهشکده پولی و بانکی.

2. Bernanke, B. and Mishkin, F. (1992). "Central Bank Behavior and the Strategy of Monetarypolicy: Observations from Six Industrialized Countries". NBER Macroeconomics Annual: 183-228.
3. Blinder, A. (2000). "Central bank credibility: why do we care? How do we build it?". American Economic Review **90**(5): 1421-1431.
4. Chortareas, G. Stasavage, D. and Sterne, G. (2002). "Does it pay to be Transparent? International Evidence from Central Bank Forecasts". Fed. Reserv. Bank St. Louis Rev **84**(4): 99-117(July/August).
5. Courtenay, R. & Clare, A. (2001). "What can We Learn about Monetary Policy Transparency from Financial Market Data?". (No. 2001, 06). Deutsche Bundesbank, Research Centre.
6. Crowe, C. & Meade, E. E. (2008). "Central Bank Independence and Transparency: Evolution and Effectiveness". European Journal of Political Economy **24**(4): 763-777.
7. Cukierman, A. (2009). "The Limits of Transparency". Economic Notes Banca Monte dei Paschi di Siena SpA **38**(1-2): 1-37.
8. Dai, M. and Sidiropoulos, M. (2011). "Monetary and Fiscal Policy Interactions with Central Banktransparency and Public Investment". Research in Economics **65**(3): 195-208.
9. Demertzis, M. and Hoeberichts, M. (2007). "The Costs of Increasing Transparency". Open Econ. Rev **18**(3): 263-280.
10. Demertzis, M. and Hughes Hallett, A. (2007). "Central Bank Transparency in Theory and Practice". Journal of Macroeconomics **29**(4): 760-789.
11. Dincer, N. and Eichengreen, B. (2009). Central Bank Transparency: Causes, Consequences and Updates. NBER Working Paper No. 14791.
12. Ehrmann, M. and Fratzscher, M. (2009). "How Should Central Banks Communicate?". In: Mayes, D., Wood, G. (Eds.), Designing a Central Bank Communication Strategy. Designing Central Banks, Routledge: 170-192
13. Eichengreen, B. & Dincer, N. N. (2014). "Central Bank Transparency and Independence: Updates and New Measures". International Journal of Central Banking **10**(1): 189-259.

14. Eichengreen, B., & Dincer, N. (2009). "Central Bank Transparency: Causes, Consequences and Updates". National Bureau of Economic Research.
15. Eijffinger, S.C.W. and Geraats, P.M. (2006). "How Transparent Are Central Banks?". European Journal of Political Economy 22: 1-21.
16. Faust, J. and Svensson, L. (2001). "Transparency and Credibility: Monetary Policywith Unobservablegoals". International Economic Review **42**(2): 369-397.
17. Fracasso, A. Genberg, H. and Wyplosz, C. (2003). "How Do Central Banks Write? An Evaluation of Inflation Targeting Central Banks". Vol. Special Report 2 of 35Geneva Reports on the World Economy, Centre for Economic Policy Research.
18. Friðriksson, I. (2000). "Code of Good Practices on Transparency in Monetary and Financial Policies". International Monetary Fund Standards and Codes Section.
19. Fry, M. DeAnne, J. Mahadeva, L. Roger, S. and Sterne, G. (2000). *Key Issues in the Choice of Monetary Policy Framework*, In: Mahadeva, Lavan, Sterne, Gabriel (Eds.), Monetary Policy Frameworks in a Global Context, 1.216. Routledge, London.
20. Geraats, P. (2001). "Why Adopt Transparency? The Publication of Central Bank Forecasts". ECB Working Paper 41. European Central Bank.
21. Geraats, P. (2002). "Central Bank Transparency". The Economic Journal **112**: F532-F565.
22. Geraats, P. (2014). "Monetary Policy Transparency". CESifo Working Paper Series 4611, CESifo Group Munich.
23. Issing, O. (2001). "The Euro Area and the Single Monetary Policy". Österreichische National Bank Working Paper No. 44.
24. Kool, C. Middeldorp, M. and Rosenkranz, S. (2011). "Central Bank Transparency and Thecrowding Out of Information In The Financial Markets". Journal of Money, Credit and Banking **43**(4): 765-774.
25. Kuttner, K. (2001). "Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fedfunds Futures Market". Journal of Monetary Economics **47**(3): 523-544.
26. Levin, A. Natalucci, F. and Piger, J. (2004). "The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting". Fed. Reserv. Bank St. Louis Rev **86**(4): 51-80.
27. Ma, Y. & Li, S. (2015). "Bayesian Estimation of China's Monetary Policy Transparency: A New Keynesian Approach". Economic Modelling **45**(0): 236-248.
28. Middeldorp, M. and Rosenkranz, S. (2011). "Central Bank Communication and the Crowding Out of Private Information in an

Experimental Assetmarket". Federal Reserve Bank of NewYork Staff Report 487.
29. Mishkin, F. and Schmidt-Hebbel, K. (2001). "One Decade of Inflation Targeting in the World: What Do We Know and What Do We Need to Know?". NBER Working Paper 8397. National Bureau of Economic Research.
30. Mishkin, F. and Schmidt-Hebbel, K. (2007). "Does Inflation Targeting Make A Difference? ". NBER Working Paper 12876. National Bureau of Economic Research.
31. Morris, S. and Shin, H. (2002). "Social Value of Public Information". American Economic Review **92**: 1521-1534.
32. Neumann, M. (2002). "Transparency in Monetary Policy". Atlantic Economic Journal **30**(4): 353-365
33. Papadamou, S. (2013). "Market Anticipation of Monetary Policy Actions and Interest Rate Transmission to US Treasury Market Rates". Economic Modelling **33**: 545-551.
34. Posen, A. S. (2002). "Six Practical Views of Central Bank Transparency". Institute for International Economics Working Paper.
35. Rhee, H. J. & Turdaliev, N. (2013). "Central Bank Transparency: Does It Matter?". International Review of Economics & Finance **27**(C): 183-197.
36. Schaling, E. and Nolan, C. (1998). "Monetary Policy Uncertainty and Inflation: The Role of Centralbank Accountability". De Economist **146**(4): 585-602.
37. Spyromitros, E. and Zimmer, B. (2009). "Monetary Accommodation and Unemployment: Why Central Bank Transparency Matters". Economic Lettrs **102**(2): 119-121.
38. Svensson, L. (2006). "Social Value of Public Information: Comment: Morris and Shin (2002) Is Actually Pro-Transparency, Not Con". American Economic Review **96**(1): 448-452.
39. Turdaliev, N. (2009). "Transparency in Monetary Policy: A General Equilibrium Approach". Economic Modelling **26**(3): 608-613.
40. Van der Cruijsen, C. and Demertzis, M. (2007). "The Impact of Central Bank Transparency on Inflation Expectations". European Journal of Political Economy **23**(1): 51-66.
41. Van der Cruijsen, C. Eijffinger, S. and Hoogduin, L. (2010). "Optimal Central Bank Transparency". Journal of International Money & Finance **29**(8): 1482-1507.
42. Van Der Cruijsen, C. Jansen, D.-J. & De Haan, J. (2010). "How Much Does the Public Know about The ECB's Monetary Policy? Evidence from a Survey of Dutch Households". ECB Working Paper 1265.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

ارزیابی رابطه بین نابرابری درآمد و نابرابری شادی، مطالعه موردی: ایران

سید پرویز جلیلی کامجو[*1]
یونس نادمی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۰۳

چکیده

هدف این مقاله ارزیابی تاثیر نابرابری درآمد بر نابرابری شادی در ایران است. بدین منظور مبانی نظری نابرابری شادی و نابرابری درآمد شامل نزولی بودن شادی نهایی درآمد، نظریه هموارسازی درآمد- شادی و هرم معکوس شادی مزلو ارایه شد. سپس عوامل موثر بر نابرابری شادی در قالب رگرسیون آستانه‌ای، در دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۲ مدل‌سازی و برآورد گردید. نتایج نشان داد که نابرابری توزیع درآمد تاثیر غیر خطی- آستانه‌ای بر نابرابری شادی دارد به طوری که نظریه هرم معکوس مزلو مبنی بر تاثیر نابرابری درآمدی در مقاطع بالای هرم معکوس بر شادی تایید شد. هنگامی که ضریب جینی کمتر از ۰/۴۱۶ است (در رژیم نابرابری پایین درآمدی) افزایش نابرابری توزیع درآمد تاثیر منفی و معنی‌دار بر نابرابری شادی دارد. زیرا در پائین هرم معکوس شادی مزلو قرار داریم. اما پس از عبور از حد آستانه (قرار گرفتن در رژیم بالای نابرابری درآمد) افزایش نابرابری توزیع درآمد تاثیری مثبت و معنی‌دار بر نابرابری شادی دارد. چون به بالای هرم معکوس شادی مزلو حرکت نموده‌ایم. بنابراین مبتنی بر نظریه‌های مطرح شده هموار نمودن درآمد در یک برش مقطعی یا سری زمانی منجر به کاهش شیب نزولی شادی نهایی درآمد می‌شود و می‌تواند نابرابری شادی را کاهش دهد. مبتنی بر نتایج پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران به منظور کاهش نابرابری شادی به حد آستانه ۰/۴۱۶ بر ضریب جینی توجه نمایند و در صورت افزایش نابرابری توزیع درآمد بیش از حد آستانه مذکور با سیاست‌های بازتوزیعی درآمد، موجبات بهبود توزیع شادی در جامعه را فراهم نمایند.

واژگان کلیدی: شادی نهایی درآمد، هرم معکوس شادی مزلو، نابرابری درآمد، نابرابری شادی.

Keywords: Income Marginal Happiness, Happiness Inverted Pyramid Maslow, Income Inequality, Happiness Inequality.

JEL Classification: I131, D63, Z13.

[1]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آیت ا...بروجردی، بروجرد (نویسنده مسئول) Parviz.jalili@abru.ac.ir

[2]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آیت ا...بروجردی، بروجرد Younesnademi@abru.ac.ir

۱- مقدمه

قطعی‌ترین نشانه خِرد در نزد دو مونتنی[۱] (۱۵۹۲-۱۵۳۳)، نشاط دائمی است و شادیِ حقیقیِ انسان نتیجهٔ خردمندیِ او است (ثابتی، ۱۳۹۷). اهمیت کاهش نابرابری شادی برای جامعه به سان اهمیت شادی برای یک فرد است. نیچه نیز می‌اندیشید شادمانیِ حقیقی تنها جایی است که یک پیروزی وجود داشته باشد، پیروزی بر سخت‌ترین‌ها. یکی از علائق مهم فلسفه هگل پویش ذهن انسان به سوی خرسندی و سازگاری با خود و جهان اطراف است (پلامناتز[۲]، ۱۹۸۸). به طوری که بهتر زیستن یکی از اهداف مهم بشری است که ارتباط مستقیمی با شاد زیستن و رضایت‌مندی دارد. پادشاه بوتان[۳] (۱۹۷۲) پیشنهاد داد شادی ناخالص ملی (DNH) جایگزین تولید ناخالص ملی (GNP) شود و اکنون این شاخص در بسیاری از کشورهای دنیا در حال اندازه‌گیری و سازماندهی است (جونز، ۲۰۱۵، فروهر[۴]، ۲۰۰۷) و در سطح بالاتر از شادی فردی، اقتصاددانان در پی کاهش نابرابری شادی در جامعه هستند، زیرا می‌اندیشند نابرابری شادی، شادی فرد را تحت تاثیر قرار می‌دهد (فنوفن[۵]، ۲۰۰۵). استرلین[۶] (۱۹۷۴) با این فرض که شادی بیشتر منجر به مطلوبیت بیشتر می‌شود و مردم شادی بیشتر به شادی کمتر را ترجیح می‌دهند اقدام به ارائه نظریه اقتصاد شادی نمود. اقتصاددانان نئوکلاسیک مصرف را که تابعی از درآمد و ثروت است، متغیر اندازه‌گیری مطلوبیت می‌دانستند و تابع رفاه اجتماعی را مبتنی بر آن تصریح می‌کردند. اما اقتصاددانان نهادگرا متغیر شادی و رضایت‌مندی از زندگی را که تحت تاثیر متغیرهای غیر اقتصادی هستند و در ترکیب با متغیرهای اقتصادی، تاثیر مستقیم و غیر مستقیم بر مطلوبیت دارند، در تصریح تابع رفاه اجتماعی وارد نمودند (آلسینا و همکاران[۷]، ۲۰۰۴). البته فری[۸] (۲۰۰۸) مدعی است که کینز در مقاله "امکانات اقتصادی برای فرزندانمان" به موضوع اقتصاد شادی پرداخته است. عوامل فردی و اجتماعی متعددی بر درجه شاد بودن افراد تاثیر دارد، زیرا شادی موضوعی ذهنی (انتزاعی) است و کمتر به صورت عینی قابل مشاهده می‌باشد (فنوفن، ۲۰۰۵). مبتنی بر تحلیل جامعه‌شناختی ماکس

---

۱. Michel de Montaigne (1533-1592)
2. Plamenatz (1988)
3. Bhutan's GNH Philosophy and Jones' GNH Index
4. Foroohar (2007)
5. Veenhoven (2005)
6. Sterlin (1974)
7. Alesina (2004)
8. Fery (2008)

وبر و تحلیل تاریخی فردریش لیست شادی و نابرابری شادی نیز مانند سایر متغیرهای اقتصادی تحت تاثیر فرهنگ و سیر تاریخی یک ملت است. به طوری که حتی سطح پائین شادی منجر به طولانی شدن مسیر گذار به توسعه‌یافتگی برای کشورهای در حال توسعه مانند ایران خواهد شد (معیدفر، ۱۳۸۵). همچنین با توجه به جمعیت جوان ایران عمق و تداوم آسیب‌های اجتماعی و فردی ناشی از فقدان و حتی ضعف شادی بسیار شدیدتر خواهد بود. این پژوهش دو نظریه در مورد نابرابری شادی بر اساس نظریه درآمد دائمی فریدمن، نزولی بودن مطلوبیت نهایی و هرم سلسله مراتب نیازهای مزلو ارایه نموده است. در سطح برش‌های مقطعی، شادی نهایی درآمد یعنی شادی ناشی از آخرین واحد درآمد در بین دهک‌های پائین درآمدی بزرگ‌تر است. در سطح فردی نیز شادی نهایی درآمد نزولی خواهد بود. به این ترتیب کاهش شکاف طبقاتی می‌تواند از کانال هموارسازی شادی نهایی درآمد (کاهش نابرابری شادی) در بین طبقات مختلف جامعه، میانگین شاخص‌های شادی را بهبود بخشد یا در سطح فردی هموارسازی درآمد در طول عمر فرد با استفاده از ابزارهای پس‌انداز مانند بیمه‌های عمر و تامین اجتماعی می‌تواند شاخص‌های شادی فردی را ارتقاء دهد. در پاسخ به این معما که "آیا پول شادی بیشتر می‌آورد؟" این پژوهش نظریه هرم معکوس شادی مزلو را ارائه نموده است. طبق این نظریه عوامل موثر بر شادی در ساختار یک هرم معکوس هستند که با افزایش شادی سایر متغیرهای سیاسی- اجتماعی نیز علاوه بر متغیرهای اقتصادی تعیین‌کننده شاخص شادی و نابرابری شادی خواهند بود. بوسلز و سارین[1] (۲۰۰۸) نشان دادند که صرفاً داشتن پول مهم نیست و سازگاری با طبقه اجتماعی منجر به جابجایی منحنی شادی نهایی درآمد، به بالا می‌شود. تیان و یانگ[2] (۲۰۰۸) نیز نشان دادند که ارتقاء سطوح عوامل غیر درآمدی متناسب با درآمد، شادی نهایی درآمد را به بالا انتقال می‌دهد و یک نقطه بهینه پارتو بین عوامل درآمدی و غیر درآمدی و ارتباط رشد متناسب این دو با بهبود شاخص‌های شادی وجود دارد. به این ترتیب ممکن است به دلیل محدودیت عوامل غیر درآمدی رشد اقتصادی منجر به ارتقاء شاخص شادی به طور یکسان در جامعه نشود. نابرابری درآمدی از متغیرهایی است که تاثیر غیر خطی بر نابرابری شادی دارد، به طوری که با افزایش نابرابری میزان نابرابری شادی شدیدتر می‌شود. متغیری که به عنوان یک متغیر غیر درآمدی در این پژوهش استفاده شد عدالت اجتماعی یا عدم وجود شکاف طبقاتی است وهدف آن ارزیابی تاثیر نابرابری درآمدی بر نابرابری شادی در

[1]. Baucells and Sarin (2008)
[2]. Tian and Yang (2008)

اقتصاد در حال توسعه ایران است. به این ترتیب بخش دوم به مبانی نظری نابرابری شادی می‌پردازد. در بخش سوم پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. بخش چهارم به تحلیل داده‌ها اختصاص دارد. برآورد ضرایب و تفسیر نتایج در بخش پنجم خواهد بود و در نهایت بخش ششم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی اختصاص خواهد یافت.

۲- مبانی نظری شادی و نابرابری شادی

«اقتصاد شادکامی» حوزه نسبتا جدیدی در اقتصاد است که در سال‌های اخیر جایگاه مهمی در معادلات سیاست‌گذاری بسیاری از کشورها پیدا کرده است. اقتصاددانان در این حوزه با مفهومی به نام «رفاه ذهنی» سروکار دارند (نادمی و جلیلی، ۱۳۹۷). مارکس (۱۸۶۷) معتقد است وضعیت عینی و مادی زندگی، رفاه و سعادت را در پی خواهد داشت، اما تناقض استرلین (۱۹۷۴) این سئوال را مطرح می‌نماید که چرا سطوح شادی در کشورهای مختلف متناسب با سطوح درآمدی یا ثروت آن‌ها نیست؟ یعنی چرا شادی مسئله عینی و مادی نیست؟. این مسئله که شادی مهم‌ترین و هدف غایی افراد در زندگی است، دارای پشتوانه علمی و تجربی نیست. شادی هدف ثابتی که افراد در آرزوی رسیدن به آن باشند، نیست، بلکه شادی محصول زندگی خوب است که در بلندمدت رضایت از زندگی را به دنبال خود به همراه دارد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۲). نظریه تابع تولید اجتماعی لیندنبرگ و اسکرودر[1] (۱۹۹۳) مبتنی بر دو هدف نهایی رفاه جسمی و رفاه اجتماعی است که هر انسانی در زندگی خود به دنبال بهینه‌سازی آن‌ها است. فنوفن (۲۰۰۵) نشان داد که نابرابری اجتماعی نمی‌تواند دقیقا به وسیله متغیرهای صریح داده‌ای مانند نابرابری درآمدی اندازه‌گیری شود و نابرابری در دسترسی به منابع کمیاب به طور غیر مستقیم می‌تواند از طریق نابرابری در نتایج نهایی زندگی مانند شادی و طول عمر اندازه‌گیری شود.

۲-۱- عوامل موثر بر شادی و رضایت‌مندی

پژوهش‌های مختلف متغیرهای متعدد خرد و کلان را بر شادی ارزیابی نموده‌اند شامل: توزیع درآمد و ثروت، رشد اقتصادی، بیکاری (نادمی و جلیلی، ۱۳۹۷)، تورم (شاخص فلاکت) (دی تلا و همکاران[2]، ۱۹۹۹، بختیاری و فتح‌آبادی، ۱۳۹۰)، مصرف، سرمایه انسانی، سرمایه اجتماعی

[1]. Lindenberg and Schreuder (1993)
[2]. Di Tella (1999)

(حاکمیت قانون، حمایت، اعتماد و تعهدات اجتماعی)، (استراتزر و لالیو[1]، ۲۰۰۰)، سلامت جسمی و روانی (دهقانی و همکاران،۱۳۹۰، مهرگان و همکاران، ۱۳۹۵)، آزادی‌های اجتماعی، عدم تبعیض نژادی، ویژگی‌های خانوادگی و فردی مانند سن، تحصیلات، جنسیت (ظهور و فکری، ۱۳۸۲)، تاهل و بُعد خانوار (کشاورز، ۱۳۸۴)، آزادی بیان، حق انتخاب (آبوت و ساپسفورد[2]، ۲۰۰۶)، شرایط سیاسی (فری و استاتزر، ۱۹۹۹)، حمایت‌های اجتماعی (گزارش جهانی شادی، ۲۰۱۶)، ویژگی‌های جمعیت‌شناختی، سیکل‌های تجاری (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۲)، سطح عقلانیت (رنانی و مویدفر، ۱۳۸۹)، درجه امنیت ملی، تفاوت سطوح عوامل درآمدی و غیر درآمدی، گرایشات مذهبی (جعفری و همکاران، ۱۳۸۱)، بهبود شاخص‌های زیست‌محیطی (جلیلی، ۱۳۹۴)، مخارج اجتماعی سلامت (ساوجی و همکاران، ۱۳۹۷)، انتظارات نسبت به آینده، شکاف جنسیتی دستمزدی و بیکاری بازار کار، امید به زندگی (بختیاری و فتح‌آبادی، ۱۳۹۰)، ثبات سیاسی، دین و اعتقادات متافیزیکی و در نهایت آن‌چه در نظر سقراط مروج شور و نشاط بشر است، فلسفه است. سولومن در کتاب "شادی فلسفه" می‌اندیشد که "باید عیارسنجی مجددی از سقراط و مشی فلسفی وی صورت دهیم و زندگی شاد را محور و هدف فلسفه به حساب آوریم." به نظر سولومن خِرد شادان که برخی از فیلسوفان مبلغ آن بوده‌اند به هدف فلسفه نزدیک است.

۲-۲- مبانی نظری نابرابری شادی و نابرابری درآمد

این پژوهش از دو نظریه مطرح در علم اقتصاد به منظور ارائه دو نظریه جدید در اقتصاد شادکامی بهره می‌برد.

۱- نظریه نزولی بودن شادی نهایی درآمد و هموارسازی درآمد (درآمد دائمی): شادی نهایی درآمد به تأسی از نظریه درآمد دائمی فریدمن و نزولی بودن مطلوبیت نهایی تئوریزه شده است. به طوری که بر اساس این نظریه هموارسازی درآمد در طول عمر فرد، در برش‌های مقطعی بین خانوارها، بین طبقات و دهک‌های مختلف درآمدی و در سطح بین‌الملل در بین کشورهای مختلف منجر به کاهش شیب نزولی منحنی شادی نهایی درآمد می‌شود. زیرا شادی نهایی حاصل از درآمد نزولی است به طوری که شادی حاصل از آخرین واحد درآمد کمتر از شادی واحد قبلی است. حال نابرابری درآمد می‌تواند به دلیل نزولی بودن شادی نهایی درآمد، شادی کل درآمد در

[1]. Stutzer and Lalive (2000)
[2]. Abbott and Sapsford (2006)

جامعه را نسبت به زمانی که توزیع عادلانه‌تری از درآمد وجود دارد کاهش دهد. این نتیجه در برش‌های مقطعی بین کشوری اثبات شده است و کشورهای ثروتمند شادی کمتری از واحدهای بالای درآمد کسب می‌کنند. در برش‌های سری زمانی نیز طبق نظریه درآمد دائمی فریدمن، چون شادی دائمی تحت تاثیر درآمد دائمی است، توزیع برابر درآمد در طول عمر فرد می‌تواند شادی نهایی درآمد را افزایش دهد. همچنین بین طبقات مختلف یک جامعه نیز می‌توان با انتقال درآمد از دهک‌های بالا به دهک‌های پائین از نزولی بودن شادی نهایی درآمد به صورت نسبی جلوگیری نمود. نظریه نزولی بودن شادی نهایی درآمد نیز مبتنی بر نظریه‌های متعارف اقتصاد خرد است، واحدهای اول از متغیرهای عینی یا حتی انتزاعی سطح شادی را بیشتر افزایش می‌دهند و با افزایش سطح متغیرهای عینی یا انتزاعی میزان شادی ناشی از یک واحد تغییر کاهش می‌یابد، زیرا در آن متغیر به نقطه اشباع نزدیک می‌شویم و ورود متغیر جدید عینی یا انتزاعی فرد را از نقطه اشباع شادی به طور موقتی دور نموده و مجددا شادی نهایی را برای این متغیر جدید نزولی می‌نماید. به همین دلیل است که برای جلوگیری از نابرابری شادی در جامعه باید درآمد در طول عمر فرد به طور برش سری زمانی و در بین خانوارها و طبقات مختلف جامعه به صورت برش مقطعی یکسان شود تا از نزولی بودن شادی نهایی درآمد کاست و در نتیجه نابرابری شادی از متغیر عینی درآمد در جامعه یا در طول عمر فرد کاهش یابد. به این ترتیب نابرابری شادی می‌تواند به دلیل نابرابری درآمد باشد که با توزیع مجدد درآمد و کاهش شیب نزولی شادی نهایی، نابرابری شادی نیز کاهش خواهد یافت.

۲- نظریه هرم معکوس شادی مزلو: مبتنی بر هرم سلسله مراتب نیازهای مزلو این پژوهش اقدام به طراحی هرم معکوس شادی مزلو نمود. به طوری که در سطوح پائین هرم معکوس متغیرهای محدودتری مانند درآمد، تورم، بیکاری و ثروت بر شادی موثر است اما با حرکت به سمت بالای هرم معکوس متغیرهای گسترده‌تری به صورت متغیرهای غیر درآمدی و انتزاعی بر شادی موثر واقع می‌شوند مانند توزیع برابر شادی، توزیع درآمد و عدم وجود شکاف طبقاتی، آزادی‌های سیاسی و اجتماعی، آزادی اندیشه و بیان، عدم تبعیض نژادی و جنسیتی، تقویت بنیان خانواده، سهولت و تداوم تشکیل خانواده، بهبود شاخص‌های سرمایه اجتماعی، افزایش تحصیلات، امید به آموزش و امید به زندگی (شاخص توسعه انسانی)، عدم توهم پولی، سلامت روانی و جسمی، حق انتخاب، بهبود شاخص‌های زیست محیطی و ارتقاء شاخص‌های کیفیت زندگی، ارتقاء دموکراسی، افزایش امنیت اقتصادی و اجتماعی. اگر کارگزاران اقتصادی دچار توهم پولی

باشند رشد اقتصادی که منجر به کاهش بیکاری می‌شود تاثیر بیشتری از کاهش تورم بر رضایت ذهنی افراد خواهد داشت. زیرا تورم منجر به کاهش قدرت خرید، اما بیکاری منجر به صفر شدن قدرت خرید می‌شود. به این ترتیب سطوح یکسان متغیرهای عینی منجر به سطوح مختلف شادی در بین دهک‌های مختلف جامعه و موقعیت‌های جغرافیایی متفاوت و حتی در طول یک سری زمانی می‌شود، که دقیقا مفهوم نابرابری شادی را توجیه می‌نماید. در این پژوهش متغیری که به عنوان یک متغیر غیر درآمدی (انتزاعی) مد نظر پژوهشگران است عدالت اجتماعی یا عدم وجود شکاف طبقاتی است. تیان و یانگ (۲۰۰۸) نشان دادند که ارتباط درآمد با شادی بستگی به سطح عوامل غیر درآمدی دارد و با افزایش سطح عوامل درآمدی، شادی نهایی از درآمد افزایش می‌یابد. نابرابری درآمدی از متغیرهایی است که تاثیر غیر خطی بر نابرابری شادی می‌تواند داشته باشد زیرا مطابق با منحنی کوزنتس[1] (۱۹۵۵) در مراحل اولیه‌ی رشد اقتصادی، نابرابری توزیع درآمد اگر چه افزایش یافته اما این افزایش نابرابری به دنبال ظهور بخش مدرن اقتصاد و تولید کالاهای صنعتی و بهبود وضعیت معیشت و اشتغال مردم است. اما چون اقتصاد در سطوح پائین هرم معکوس شادی قرار دارد، افزایش اشتغال و تولید و مصرف کالاها و خدمات جدید و تامین هرچه بهتر و با کیفیت‌تر حداقل معاش جامعه می‌تواند به بهبود وضعیت شادی در آحاد جامعه بخصوص طبقات پایین درآمدی منجر شود و در نتیجه کاهش نابرابری شادی امری محتمل خواهد بود. از طرف دیگر پس از طی مراحل اولیه رشد از دیدگاه کوزنتس و مدرن‌سازی کامل اقتصاد جامعه در مراحل پیشرفته رشد اقتصادی و افزایش حق انتخاب، در سطوح بالای هرم معکوس شادی قرار دارد و در این شرایط مسائلی چون نابرابری درآمد یا نابرابری جنسیتی یا قومیتی می‌تواند منجر به کاهش شادی برای بخش قابل توجهی از جامعه مدرن که عمدتا از تحصیلات و آگاهی بالایی برخوردارند شود و لذا تشدید نابرابری شادی در جامعه امری محتمل می‌شود. لذا این دو اثر در سطوح مختلف رشد اقتصادی در جامعه و قرار گرفتن در سطوح مختلف هرم معکوس مازلو می‌تواند منجر به رابطه‌ای غیر خطی بین نابرابری توزیع درآمد و نابرابری شادی شود. یکی دیگر از دلایل وجود رابطه غیر خطی بین نابرابری توزیع درآمد و نابرابری شادی و در واقع پذیرش میزان معینی از نابرابری توزیع درآمد از سوی جامعه، ایجاد انگیزه برای طبقات پایین و متوسط جامعه برای رسیدن به طبقات بالای درآمدی است و لذا حدی از نابرابری برای ایجاد پویایی و انگیزه تلاش در جامعه لازم است که همین پویایی و انگیزه تلاش خود می‌تواند منجر به

[1] .Kuznets (1955)

ایجاد حس رضایت و شادی بیشتر در جامعه شود. تصور جامعه‌ای با توزیع درآمدی کاملا برابر که در حکومت‌های کمونیستی به دنبال تحقق آن بودند نتیجه‌ای جز کاهش شدید انگیزه‌ها برای تلاش و نوآوری ندارد و نمی‌تواند در نهایت رضایت خاطر و شادی جامعه را افزایش دهد. زیرا در چنین فضایی افراد نوآور و خلاق پاداشی برابر با افراد بدون خلاقیت دارند و این امر حس رضایت و شادی در کارآفرینان جامعه را کاهش می‌دهد. بنابراین حدی از نابرابری درآمدی به دلیل تفاوت‌های ذاتی و اکتسابی افراد جامعه منطقی و مطابق با فطرت بشری است اما این حد از نابرابری نیز نباید از میزان معقول و قابل پذیرش آن عدول کند زیرا نابرابری شدید درآمدی اثرات مخربی هم بر انگیزه‌های طبقات پایین و متوسط درآمدی دارد و هم در یک جامعه با نابرابری شدید باید منتظر وقوع جرم و جنایت بیشتری بود که گسترش جرم و جنایت ناشی از حس تبعیض و نابرابری شدید همه‌ی مردمان جامعه را متضرر می‌سازد و علاوه بر کاهش سطح اعتماد و سرمایه اجتماعی منجر به کاهش احساس رضایت خاطر و شادی آحاد جامعه خواهد شد.

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات خارجی در ارتباط با شادی و نابرابری شادی

بردبرن[1] (۱۹۶۹) با مطالعه بر روی سلامت روانی در جمعیت شهرنشین ایالات متحده نشان داد که شادی رابطه مستقیم با درآمد دارد. استرلین (۱۹۷۴) این سئوال را مطرح کرد که آیا افزایش درآمد همه منجر به افزایش شادی همه می‌شود؟ و معمای استرلین به این شکل مطرح شد: سطوح متوسط شادی لزوما به همراه ثروتمند شدن کشورها رشد نمی‌کند. اینگلهارت[2] (۱۹۹۰) نشان داد که شاخص‌های شادی در کشور نسبتا فقیر ایرلند نسبت به کشور مرفه آلمان غربی برتری نسبی دارد. نتایج مطالعه آرگایل[3] (۱۹۹۹) نشان داد که مردم ثروت را کلید شادی بیشتر می‌دانند. فری و استاتزر[4] (۲۰۰۲)، ون‌پراگ و کرپونل[5] (۲۰۰۴)، گلدن و توارس[6] (۲۰۰۵) در ایالات متحده، فری (۲۰۰۸)، کاربلی و سدرینی[7] (۲۰۰۹)، آنجلو و زازارو[8] (۲۰۰۹) در ایتالیا، نابه و راتزل[9] (۲۰۱۰) در

1. Bradburn (1969)
2. Ingelhart (1990)
3. Argyle (1999)
4. Frey and Stutzerm (2002)
5. Van Praag and Carbonell (2004)
6. Golden & Wiens-Tuers (2005)
7. Carabelli & Cedrini (2009)
8. Angelo & Zazzaro (2009)
9. Knabe & Rätzel (2010)

آلمان، و کاپوراله و همکاران[1] (۲۰۱۰) در اتحادیه اروپا، رابطه مثبت بین درآمد و شادی را تائید نمودند. آلسینا و همکاران (۲۰۰۴) نشان دادند که نابرابری درآمدی در اروپا تاثیر شدیدتری بر کاهش شادی نسبت به آمریکا دارد و پس از کنترل متغیر درآمد ویژگی‌های شخصیتی، سن و کشور بر شاخص شادی موثر است. مینکو[2] (۲۰۰۹) نشان داد رتبه شادی ایران در طول دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۷ در بین ۹۷ کشور، ۵۶ بوده است. به این ترتیب نتایج پژوهش‌های مختلف نشان می‌دهد که متغیرهای عینی مانند ثروت، درآمد، رشد اقتصادی، ویژگی‌های شخصیتی مانند سن و جنسیت، متغیرهای جغرافیایی و قومیتی، طبقه اجتماعی که برخی از آن‌ها انتزاعی هستند، بر میزان رضایت و شادی افراد تاثیر مستقیم دارد. اولین مقایسه نابرابری شادی در سال ۱۹۴۸ انجام شد و ۹ کشور را پوشش داد (بوکانن[3]، ۱۹۵۳). مطالعه بعدی توسط کانتریل[4] (۱۹۶۵) ۱۴ کشور را پوشش داد. این پژوهش‌ها توسط موسسه نظرسنجی گالوپ[5] (۱۹۷۶) در سطح جهانی گسترش داده شد. فنوفن (۲۰۰۴) داده‌های شادی و نابرابری شادی را برای ۲۵ تا ۴۰ سال برای ۹۰ کشور در پژوهشکده بین‌المللی شادی تکمیل نمود. فانتز و روجاس[6] (۲۰۰۱) نشان دادند که درآمد بالا به شرط توزیع مناسب ثروت در دهک‌های مختلف درآمدی منجر به شادی بیشتر می‌شود. آلسینا و همکاران (۲۰۰۲) نشان دادند که شهروندان آمریکایی احساس آزادی بیشتری در حرکت بین طبقات مختلف اجتماعی با اهرم درآمد دارند. اما شهروندان اروپایی این احساس تحرک بین طبقات یا رهبری درآمد را ندارند. به این ترتیب نابرابری درآمد منجر به نابرابری شادی می‌شود. فنوفن (۲۰۰۵) نشان داد که نابرابری شادی ارتباط مستقیمی با شرایط نهادی دارد که تحت تاثیر تصمیمات سیاسی کشورها است و نابرابری شادی می‌تواند عامل تضادهای اجتماعی در آینده شود. در سطوح مختلف درآمدی متغیرهای متفاوتی بر سطوح شادی موثر هستند که نشان از نابرابری شادی در سطوح مختلف درآمدی است (آلویس[7]، ۲۰۱۴). آت[8] (۲۰۰۵) در یک مطالعه مقطعی نشان داد که نابرابری شادی بین کشورها بسیار متفاوت از نابرابری درآمدی است. نابرابری‌های اجتماعی از طریق نابرابری درآمدی قابل اندازه‌گیری نیست و متغیرهایی مانند

1. Caporale (2010)
2. Minkov (2009)
3. Buchanan (1953)
4. Cantril (1965)
5. Gallup (1976)
6. Fuentes & Rojas (2001)
7. Alois (2014)
8. Ott (2005)

نابرابری شادی و طول عمر دارای قدرت توضیح‌دهندگی هستند (فنوفن، ۲۰۰۵). مطالعات نابرابری شادی توسط چن[1] (۱۹۸۹)، فنوفن (۱۹۹۰، ۱۹۹۵، ۲۰۰۰، ۲۰۰۲) و اخیراً کامینز[2] (۲۰۰۳) و فهی و اسمیت[3] (۲۰۰۳) توسعه داده شده است. همچنین استرلین (۱۹۹۵) به ارزیابی رابطه رشد اقتصادی و نابرابری شادی در کشورهای اروپایی پرداخته است. کلارک و همکاران[4] (۲۰۱۴) به ارزیابی تاثیر رشد اقتصادی بر نابرابری شادی در شش کشور مختلف پرداختند. نتایج نشان داد که با وجود رابطه U معکوس کوزنتس بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی، نابرابری شادی در بین این کشورها با افزایش رشد اقتصادی، کاهش یافته است و هیچ رابطه‌ای بین رشد اقتصادی و شادی برآورد نشد. به این ترتیب مهم‌ترین متغیرهای موثر بر نابرابری شادی در مطالعات پیشین متغیرهای نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی است.

۳-۲- مطالعات داخلی در ارتباط با شادی

جعفری و همکاران (۱۳۸۱)، نوری و همکاران (۱۳۸۱)، ظهور و فکری (۱۳۸۲)، کشاورز (۱۳۸۴) دهقانی و همکاران (۱۳۹۰) نشان دادند به دلیل عادت افراد به سطح درآمد بالا، مقایسه درآمد با طبقات بالا (نابرابری درآمدی)، میل به حفظ متوسط مصرف جامعه و نیازهای معنوی، شاخص‌های اقتصادی تاثیر معنی‌داری بر شاد بودن افراد ندارد. آیزنک (۱۳۸۷) اثبات نمود که ارتباط صریحی بین درآمد و شادی وجود ندارد. محمدزاده و همکاران (۱۳۹۲) نشان دادند درآمد کارگران تاثیر مثبت بر شادی نیروی کار دارد. حجازی و تقی‌پور (۱۳۹۴) تاثیر شادی در افزایش بهره‌وری در اعضای هیئت علمی دانشگاه آزاد تبریز را تایید نمودند. نیلی (۱۳۹۴) نشان داد که کاهش تولید ناخالص داخلی، بیکاری و افزایش تورم، تاثیر قابل توجهی در تضعیف رضایت ذهنی در ایران دارد. در رابطه با تاثیر شاخص‌های کلان اقتصادی بر میزان رضایت عمومی در کشورهای در حال توسعه، تاثیر کاهنده افزایش بیکاری شدیدتر از تاثیر کاهنده افزایش سطوح قیمت‌ها است و یک رابطه نامتقارن بین شادی و رشد اقتصادی وجود دارد و همبستگی بین این دو متغیر در سطوح پائین درآمدی بیشتر است. بختیاری و فتح‌آبادی (۱۳۹۰) و ابونوری و اسکندری (۱۳۹۵) به نتایج مشابهی برای تاثیر تورم و بیکاری بر شادمانی رسیدند. جمع‌بندی مطالعات داخلی نشان می‌دهد که

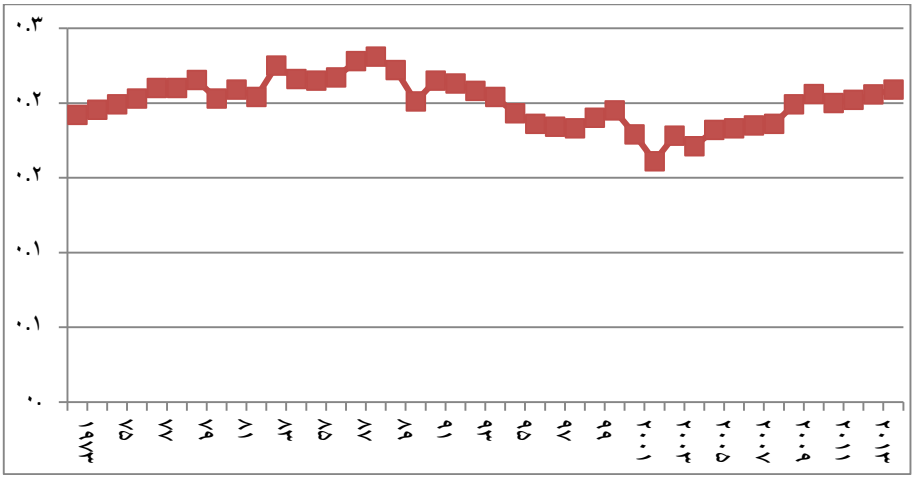
1. Chin-Hon-Foei (1989)
2. Cummins (2003)
3. Fahey & Smith (2003)
4. Clarc (2014)

در ایران متغیرهای انتزاعی تاثیر بیشتری نسبت به متغیرهای عینی دارد، به طوری که متغیر درآمد در بیشتر مطالعات تاثیر معنی‌داری بر شادی نداشته است. اما متغیرهای رشد اقتصادی، تورم، بیکاری و بهره‌وری تاثیر معنی‌دار بر شادی در اقتصاد ایران دارند.

۴- داده‌ها و اطلاعات

«پرسش‌نامه جهانی ارزش» (VWS) طرحی است که موسسه «گزارش جهانی شادمانی» از طریق پرسشنامه اقدام به کمی‌سازی میزان رضایت عمومی در کشورهای مختلف می‌کند. موسسه «گزارش جهانی شادمانی» از مراکز معتبر ارزیابی شادمانی و نابرابری شادی در سطح بین‌المللی است. بر اساس نظرسنجی‌های انجام گرفته در قالب این طرح در سال ۲۰۱۰ ایران در میان ۴۶ کشور مورد ارزیابی رتبه ۲۶ را از نظر میزان «رضایت ذهنی» در اختیار داشت. در ارتباط با نابرابری شادی ایران در سال‌های ۲۰۱۳، ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵ با امتیازهای ۴/۶۴، ۴/۶۸ و ۴/۸۱ در میان ۱۵۷ کشور رتبه ۱۱۵، ۱۱۰ و ۱۰۵ را کسب نمود.

نمودار ۱: نابرابری شادی در ایران در دوره (۲۰۱۴-۱۹۷۳)



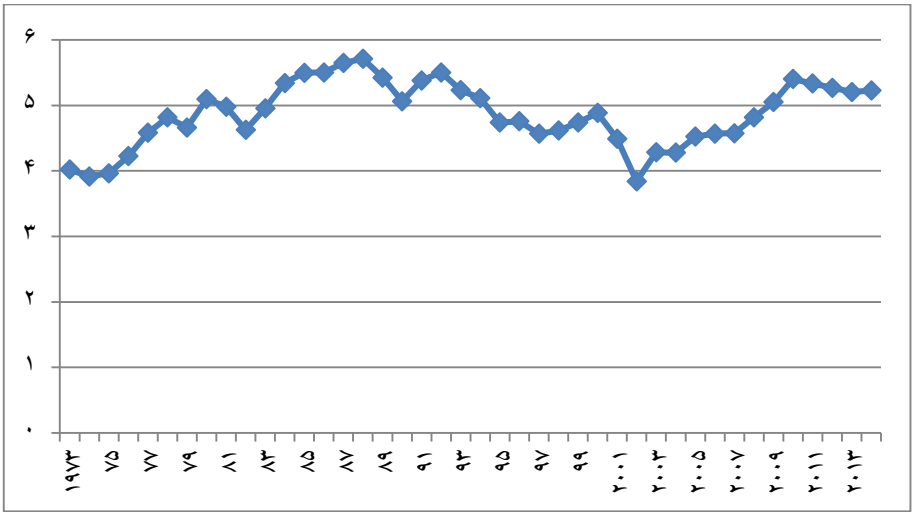
منبع: databaseofhappiness.eur.nl

از تقسیم نابرابری شادی بر ضریب جینی نمودار (۲) استخراج شد. اطلاعات نابرابری شادی از پژوهشکده «گزارش جهانی شادمانی[۱]» دریافت شد، که نتیجه پرسشنامه‌های جهانی این پژوهشکده

[۱]. World Database of Happiness, 'Distributional Findings in Nations' (Veenhoven 2004)

در ۱۱۶ کشور در چند دهه است. برای اطلاع از نحوه محاسبه و پرسش‌نامه‌ها به مقالات هون فویی (۱۹۸۹)، فنوفن (۱۹۹۰، ۱۹۹۵، ۲۰۰۰، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۵)، کامینز (۲۰۰۳)، فهی و اسمیت (۲۰۰۳) مراجعه شود.

نمودار ۲: نسبت نابرابری شادی به نابرابری درآمدی در دوره (۲۰۱۴-۱۹۷۳)



منبع: یافته‌های پژوهش

شاخص نابرابری شادی بر اساس انحرافات محاسبه شده، از اطلاعات مستخرج از پرسشنامه‌های شادی برای اندازه‌گیری سطح شادی محاسبه می‌شود. این معیار اخیراً توسط آت (۲۰۰۵) با عنوان "نابرابری تعدیل شده شادی[۱] (IAH)" اصلاح شد. داده‌های گسترده‌ای در ارتباط با شادی در حال استخراج است که می‌تواند شاخه اقتصاد شادکامی را متحول سازد مانند شاخص تعدیل شده نابرابری شادی که توسط سازمان بین‌المللی شادی در سطح جهان تکمیل شده است (فنوفن و کالمیجن[۲]، ۲۰۰۵). همان‌طور که نمودار (۱) نشان می‌دهد در چهار سال اخیر نابرابری شادی کاهش یافته و شاخص شادی نیز رشد نسبی داشته است و رتبه ایران ۱۰ رتبه صعود نموده است. منبع جمع‌آوری داده‌های تورم، بیکاری، ضریب جینی و اندازه دولت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و منبع داده‌های نرخ ثبت نام متوسطه بانک جهانی است.

۱. Inequality Adjusted Happiness (IAH)

۲. Veenhoven and Kalmijn (2005)

۵- برآورد ضرایب و تفسیر نتایج

به منظور ارزیابی تاثیر نابرابری درآمد بر نابرابری شادی در ایران، بر اساس مبانی نظری و پیشینه پژوهش مدل رگرسیونی زیر انتخاب شد:

$$InHap_t = \beta_0 + \beta_1 Inq_t + \alpha X_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن $InHap_t$ نابرابری شادی، Inq_t نابرابری درآمدی، X_t بردار متغیرهای کنترلی موثر بر نابرابری شادی شامل تورم، بیکاری، اندازه دولت و شاخص سرمایه انسانی است. α بردار پارامترهای کنترلی موثر بر نابرابری شادی است. با توجه به فرضیه، علاوه بر برآورد مدل خطی از تصریح رگرسیون آستانه‌ای برای مدل‌سازی تاثیرات غیر خطی نابرابری توزیع درآمد بر نابرابری شادی استفاده شده است.

$$InHap_t = A[Inq_t \le \gamma] * (\beta_0 + \beta_1 Inq_t + \alpha X_t) + A[Inq_t > \gamma] * (\beta_0 + \beta_1 Inq_t + \alpha X_t) + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

$$A[Inq_t \le \gamma] = 1 \quad if \quad Inq_t \le \gamma \; A[Inq_t \le \gamma] = 0 \quad if \quad Inq_t > \gamma$$

دستگاه معادلات (۲) یک رگرسیون آستانه‌ای را نشان می‌دهد که در آن Inq_t متغیر آستانه‌ای و γ ارزش حد آستانه‌ای نابرابری توزیع درآمد می‌باشد که لازم است این میزان برآورد شود. ارزش حد آستانه‌ای به پیروی از روش چان[۱] (۱۹۹۳) بر اساس برآورد معادله (۲) به ازای مقادیر مختلف متغیر آستانه یعنی Inq_t و حداقل نمودن مجموع مجذور خطاها یا بیشینه نمودن ضریب تعیین مدل بدست می‌آید. به عبارت دیگر آن میزان از متغیر آستانه که متضمن کمترین میزان مجموع مجذور خطاست آستانه بهینه است و با قرار دادن این آستانه بهینه و آزمون نمودن معنی‌داری این آستانه در صورت معنی‌دار بودن آن به تفسیر مدل می‌پردازیم. برای معنی‌داری این حد آستانه‌ای و آزمون مدل خطی در مقابل مدل غیر خطی از روش خودپردازی هانسن[۲] (۱۹۹۶) استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون خطی‌بودن الگو یا عدم معناداری میزان آستانه است و فرضیه مقابل معناداری حد

۱. Chan (1993)

۲. Hansen (1996)

آستانه است. همان‌طور که نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد تمامی متغیرها در سطح معنای ۵ درصد ایستا هستند، بنابراین می‌توان مدل پژوهش را بدون گرفتاری در دام رگرسیون جعلی برآورد کرد.

جدول ۱: آزمون زیوت-اندروز

متغیر	P-Value	نتیجه آزمون
نابرابری توزیع درآمد (ضریب جینی)	۰/۰۰	ایستا
نابرابری شادی	۰/۰۱	ایستا
بیکاری	۰/۰۴	ایستا
تورم	۰/۰۰	ایستا
اندازه دولت	۰/۰۴	ایستا
شاخص سرمایه انسانی (نرخ ثبت نام متوسطه)	۰/۰۰	ایستا

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۲: نتایج برآورد مدل خطی

متغیر	ضریب	P-Value
عرض از مبدا	۳/۲۳	۰/۰۰
نابرابری توزیع درآمد (ضریب جینی)	-۱/۲۹	۰/۳۵
بیکاری	۰/۰۱	۰/۲۶
تورم	۰/۰۱	۰/۰۰
اندازه دولت	-۰/۲۱	۰/۶۳
شاخص سرمایه انسانی (نرخ ثبت نام متوسطه)	-۰/۰۱۳	۰/۰۰
R-Square	۰/۴۶	
Jarque-Bera (P-Value)	(۰/۶۵)۰/۸۵	
ARCH Test (P-Value)	(۰/۱۸) ۱/۷۶	
Ramsey-Reset Test (P-Value)	LR=(۰/۰۳) ۶/۷۲	

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج برآورد مدل خطی نشان می‌دهد که متغیرهای نابرابری توزیع درآمد، بیکاری و اندازه دولت در سطح معنای ۵ درصد تاثیر معنی‌داری بر نابرابری شادی ندارند. شاخص سرمایه انسانی و تورم به ترتیب تاثیر منفی و مثبت معنی‌داری بر نابرابری شادی دارد. اما آزمون رمزی برای خطای تصریح نشان دهنده وجود خطای تصریح در مدل خطی است. علاوه بر آن نتایج بی‌معنی مدل نیز حاکی از خطای تصریح مدل خطی است. لذا از روش غیر خطی آستانه‌ای استفاده شد. زیرا احتمالا نابرابری توزیع درآمد تاثیر غیر خطی بر نابرابری شادی دارد. حدی از نابرابری توزیع درآمد وجود دارد که نابرابری توزیع درآمد بیش از آن احتمالا منجر به تشدید نابرابری شادی

می‌شود. نابرابری درآمدی تا حدی معین در جامعه طبیعی است و موجب تشدید نابرابری شادی نمی‌شود. این فرضیه نیازمند آزمون آماری است.

جدول ۳: نتایج برآورد مدل آستانه‌ای

متغیر	ضریب در رژیم نابرابری پایین درآمدی $Inq_t \leq 0.416$		ضریب در رژیم نابرابری بالای درآمدی $Inq_t > 0.416$	
	ضریب	P-Value	ضریب	P-Value
عرض از مبدا	۴/۸۸	۰/۰۰	-۵/۳۴	۰/۰۰
نابرابری توزیع درآمد	-۴/۶۸	۰/۰۱	۵/۳۶	۰/۰۳
بیکاری	۰/۰۱۶	۰/۳۷	۰/۲۲	۰/۰۰
تورم	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۲۶
اندازه دولت	-۱/۲۶	۰/۰۱	۳/۴۳	۰/۰۰
شاخص سرمایه انسانی(نرخ ثبت نام متوسطه)	-۰/۰۱۴	۰/۰۰	-۰/۰۰۹	۰/۰۶
R-Square	۰/۶۷			
Linearity Test (p-Value)	۱۵/۲۶ (۰/۰۰)			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (Lag 2) (p-Value)	۰/۸۸ (۰/۴۲)			
Normality test-JB- (p-Value)	۰/۰۴ (۰/۹۷)			
Heteroskedasticity Harvey Test (P-value)	۰/۹۲ (۰/۴۷)			

منبع: محاسبات پژوهش

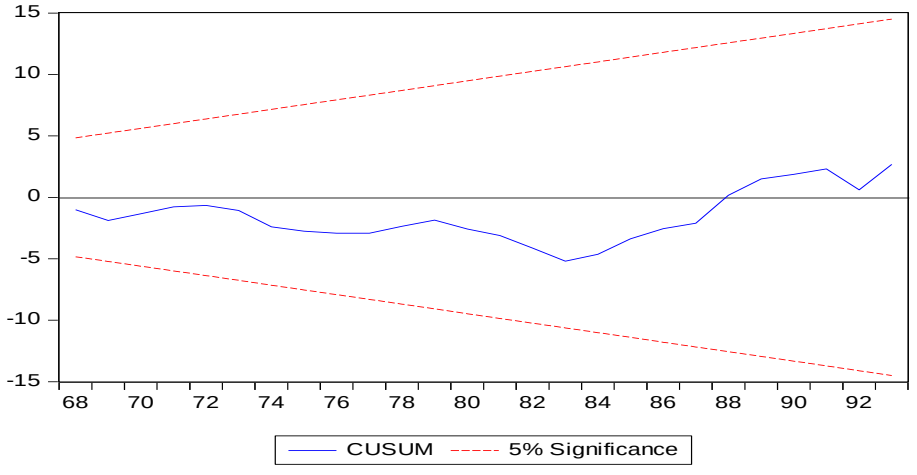
۱- نابرابری توزیع درآمد (ضریب جینی) تاثیری غیر خطی و آستانه‌ای بر نابرابری شادی در اقتصاد ایران داشته است. به عبارت دیگر هنگامی که ضریب جینی کمتر از ۰/۴۱۶ است و در رژیم نابرابری پایین درآمدی هستیم، افزایش نابرابری توزیع درآمد تاثیری منفی و معنی‌دار بر نابرابری شادی داشته است. اما پس از عبور از حد آستانه مذکور و قرار گرفتن در رژیم بالای نابرابری درآمد، افزایش نابرابری توزیع درآمد تاثیری مثبت و معنی‌دار بر نابرابری شادی داشته است. بنابراین تاثیر نابرابری درآمد بر نابرابری شادی آستانه‌ای است و حدی از توزیع درآمد در جامعه وجود دارد که کمترین نابرابری شادی را ایجاد می‌کند. به عبارت دیگر افزایش نابرابری درآمدی که مبتنی بر منحنی کوزنتس می‌تواند ناشی از افزایش رشد اقتصادی در مراحل اولیه صنعتی شدن باشد، از طریق ایجاد مشاغل جدید و تولید کالاها و خدمات جدید و افزایش رفاه خانوارها از طریق گسترش شهرنشینی و فاصله گرفتن دستمزدهای بخش صنعتی از بخش سنتی می‌تواند موجب کاهش نابرابری شادی در جامعه شود زیرا بخش سنتی جامعه از طریق انتقال به بخش صنعتی و بهبود درآمد و رفاه اکنون احساس شادی بیشتری دارد و در عین حال بخش سنتی نیز به

دلایل استفاده از محصولات بخش صنعتی و مدرن احساس شادی بیشتری می‌کند و لذا افزایش نابرابری درآمد که ناشی از رشد اقتصادی در مراحل ابتدایی صنعتی شدن است می‌تواند منجر به کاهش نابرابری شادی در جامعه شود. اما پس از شدید شدن نابرابری توزیع درآمد در جامعه از یک حد معین، حس تبعیض و نارضایتی ناشی از بی عدالتی در بدنه جامعه بیشتر شده و رفته رفته بخش‌های بیشتری از جامعه احساس رضایت کمتری از زندگی در یک جامعه با نابرابری درآمدی شدید پیدا می‌کنند و در عین حال چند دهک بالای جامعه که از نابرابری بیشتر درآمد، عایدی بیشتری می‌برد طبیعتا با افزایش درآمد خود و در نتیجه بهبود وضعیت رفاهی خود شادی و رضایت بیشتری نیز می‌تواند احساس کند و لذا نابرابری شادی در جامعه رفته رفته بیشتر و بیشتر می‌شود. با توجه به اینکه آزمون معنی‌داری حد آستانه هانسن در جدول ۲ نیز نشان‌دهنده معنی‌داری آستانه برآورد شده برای ضریب جینی است لذا فرضیه این پژوهش مبنی بر تاثیر غیر خطی و آستانه‌ای نابرابری درآمدی بر نابرابری شادی مورد تایید قرار می‌گیرد. ۲- نرخ بیکاری در هر دو رژیم توزیع درآمد پایین و بالا، تاثیری مثبت بر نابرابری شادی داشته است. البته در رژیم نابرابری پایین این ضریب معنی‌دار نبوده است در حالی که ضریب بیکاری در رژیم نابرابری بالا در سطح معنای ۱٪ معنی‌دار بوده است. تاثیر مثبت بیکاری بر نابرابری شادی تاثیری قابل انتظار و روشن است زیرا با افزایش بیکاری، جامعه بیکار و خانواده‌ی آنان احساس یاس و ناامیدی می‌کنند و همین‌طور با افزایش بیکاری تعداد افراد بیشتری از جامعه دچار احساس غم و سرخوردگی می‌شوند و لذا نابرابری شادی در جامعه نیز افزایش می‌یابد. همچنین افزایش بیکاری از طریق افزایش بزهکاری در جامعه باعث کاهش رضایت خاطر آحاد جامعه نیز می‌شود و سطح شادی جامعه را نیز کاهش می‌دهد.۳- تورم در رژیم نابرابری پایین درآمدی، تاثیری مثبت و معنی‌دار بر نابرابری شادی داشته است در حالی که تاثیر آن بر نابرابری شادی در رژیم نابرابری بالا، معنی‌دار نبوده است. تاثیر مثبت تورم بر نابرابری شادی را نیز می‌توان این‌گونه تفسیر نمود که با افزایش تورم، دستمزد حقیقی اقشار با درآمد ثابت (اقشار پایین و متوسط درآمدی) کاهش یافته که این امر منجر به کاهش قدرت خرید این اقشار شده و لذا شادی و رضایت خاطر این اقشار را کاهش می‌دهد و از سوی دیگر با افزایش تورم و در نتیجه افزایش بازدهی دارایی‌های ثابت، ثروت اقشار پردرآمد جامعه افزایش یافته و در نتیجه اقشار ثروتمند می‌توانند هزینه بیشتری بر روی مخارج لوکس و تجملاتی خود داشته باشند که این مسئله می‌تواند منجر به افزایش حس رضایت و شادی اقشار ثروتمند شود، در نتیجه تورم از طریق کاهش شادی اقشار با درآمد ثابت و افزایش شادی اقشار ثروتمند

جامعه زمینه افزایش نابرابری شادی در جامعه را فراهم می‌کند. دلیل اینکه در رژیم نابرابری شدید، تورم تاثیر معنی‌داری بر نابرابری شادی ندارد آن است که در رژیم نابرابری شدید همه‌ی آحاد جامعه سطح شادی خود را کاهش یافته می‌یابند زیرا به دلیل گسترش بزهکاری‌ها افراد ثروتمند نیز رضایت اولیه خود از بالا بودن تورم را از دست می‌دهند. لذا بالا بودن تورم در رژیم نابرابری شدید نتوانسته است همچون رژیم پایین نابرابری، رضایت و شادی گروه‌های ثروتمند را بیشتر کند بلکه حتی آن را کاهش نیز داده است و البته برای گروه‌های پایین و متوسط درآمدی نیز چون سطح بسیار پایینی از شادی را به دلیل نابرابری شدید و تورم تجربه کرده‌اند و سطح رضایت خود را در پایین‌ترین حد می‌بینند لذا تاثیر افزایش تورم بر کاهش سطح شادی آن‌ها (یا بهتر بگوییم بر غم و اندوه آن‌ها) دیگر معنی‌دار نیست. ۴- اندازه دولت در رژیم نابرابری پایین درآمدی، تاثیری منفی و معنی‌دار بر نابرابری شادی داشته است در حالی که تاثیر آن در رژیم نابرابری بالای درآمدی، مثبت و معنی‌دار بوده است. به عبارت دیگر در رژیم نابرابری پایین درآمدی، بدنه دولت و مجریان آن به دلیل وجود توزیع درآمد مناسب، از طریق خدمات اجتماعی و درمانی و تهیه کالاهای عمومی و زیرساخت‌ها و بخصوص تامین امنیت جامعه موجبات احساس رضایت خاطر و شادی را برای مردم در دوردست‌ترین نقاط فراهم کرده است. به عنوان نمونه آب‌رسانی، برق‌رسانی و تامین گاز مناطق روستایی در اوایل انقلاب اسلامی به دلیل اعتقاد قلبی کارگزاران دولت در ایجاد عدالت و بهبود توزیع درآمد، همگی از عواملی بوده که موجب شده است افراد بیشتری از جامعه آسایش و رفاه بدست آورند و در نتیجه شادتر زندگی کنند. لذا در رژیم نابرابری پایین درآمدی، افزایش اندازه دولت موجب کاهش نابرابری شادی در جامعه شده است اما در رژیم نابرابری بالای درآمدی، بدنه مجریان دولت که در جامعه شاهد نابرابری شدید هستند، در راستای منافع خود و بدنه دولت، افزایش مخارج دولت و اندازه دولت را از طریق افزایش حقوق کارمندان و مدیران و پاداش‌های نامتعارف گسترش می‌دهند و منجر به سوء تخصیص منابع کشور در راستای تقویت رانت‌جویی و تامین منافع گروه‌های دولتی می‌شوند. در نتیجه بخشی از اقدامات خود دولت از جمله ایجاد رانت‌جویی، یارانه‌های غیر هدفمند، فساد اداری و بانکی، اختلاس، اخذ مالیات از اقشار ضعیف برای تامین درآمدهای خود، انحصار دولتی و خصولتی‌سازی (تغییر مالکیت به جای تغییر مدیریت در خصوصی‌سازی به اصطلاح خصولتی گفته می‌شود) بجای مردمی‌سازی موجبات گسترش حس تبعیض و بی‌عدالتی را فراهم می‌کند و موجب افزایش نابرابری شادی در جامعه می‌شود. ۵- شاخص سرمایه انسانی یا نرخ ثبت نام متوسطه در هر دو

رژیم نابرابری پایین و بالای درآمدی تاثیری منفی و معنی‌دار بر نابرابری شادی داشته است- سطح معنی‌داری در رژیم نابرابری پایین ۱٪ و در رژیم نابرابری بالا ۱۰٪ بوده- که نشان می‌دهد افزایش سرمایه انسانی فارغ از سطح نابرابری درآمدی موجب کاهش نابرابری شادی در جامعه می‌شود. افزایش سرمایه انسانی علاوه بر افزایش آگاهی آحاد جامعه از مهارت‌های زندگی، موجب توانمندسازی نیروی کار در بازار کار شده و شانس کسب شغل بهتر و زندگی بهتر را افزایش می‌دهد. همچنین افزایش سرمایه انسانی می‌تواند یک فرد را از یک گروه درآمدی پایین یا متوسط به یک گروه درآمدی بالا (مثلا پزشکی) سوق دهد. البته در بحث شادی صرفاً بهبود درآمد مطرح نیست بلکه تاثیر بیشتر سرمایه انسانی بر بهبود سطح رضایت و شادی زندگی از طریق ارتقای مهارت‌های زندگی از طریق آموزش و مطالعه کتاب حاصل می‌شود.۶- آزمون‌های تشخیصی رگرسیون شامل آزمون‌های خودهمبستگی LM، آزمون ناهمسانی واریانس هاروی و آزمون نرمال بودن جارک برا در جدول (۲) نیز نشان‌دهنده عدم وجود خودهبستگی، همسانی واریانس و نرمال بودن توزیع جملات خطا است. ضریب تعیین مدل ۶۷٪ بدست آمده است که نشان از قدرت توضیح‌دهندگی نسبتا بالای مدل دارد. همچنین آزمون CUSUM برای ارزیابی پایداری ضرایب مدل حکایت از پایداری و ثبات ضرایب برآورد شده دارد که نتیجه این آزمون در نمودار (۳) نشان داده شده است.

نمودار ۳: آزمون CUSUM برای پایداری ضرایب



منبع: محاسبات پژوهش

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

با توجه به اهمیت مسئله شادی افراد جامعه که خود می‌تواند یکی از اهداف مهم فرآیند توسعه باشد و هم در تاثیری متقابل منجر به تسریع فرآیند توسعه یافتگی شود، در این مقاله به بررسی عوامل موثر بر نابرابری شادی در ایران با تاکید بر نقش نابرابری درآمد پرداخته شده است. بدین منظور با استفاده از مبانی نظری، عوامل موثر بر نابرابری شادی در قالب یک رگرسیون آستانه‌ای و در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ مدل‌سازی و برآورد شد. نتایج برآورد مدل نشان داد که نابرابری توزیع درآمد (ضریب جینی) تاثیری غیر خطی و آستانه‌ای بر نابرابری شادی در اقتصاد ایران داشته است. به عبارت دیگر هنگامی که ضریب جینی کمتر از ۰/۴۱۶ است و در رژیم نابرابری پایین درآمدی هستیم، افزایش نابرابری توزیع درآمد تاثیری منفی و معنی‌دار بر نابرابری شادی داشته است اما پس از عبور از حد آستانه مذکور و قرارگرفتن در رژیم بالای نابرابری درآمد، افزایش نابرابری توزیع درآمد تاثیری مثبت و معنی‌دار بر نابرابری شادی داشته است. یکی از دلایل وجود دو رژیمی در رابطه بین نابرابری شادی و نابرابری درآمدی انگیزه ضد مطلوبیتی وجود نابرابری درآمدی است. تعریف رنسانسی از انسان نوین اقتصادی، که به دنبال حداکثر کردن منافع شخصی خود است، به این شدت در دنیای واقع مشاهده نمی‌شود و روحیه خوی حیوانی کینزی نیز به آن تیزی که در نظریه رجحان نقدینگی کینز کاربرد داشته است در دنیای واقعی تجربه نشده و انسان اجتماعی با توجه به روحیه همکاری، همدردی و انصاف حتی مبتنی بر منحنی U معکوس رشد کوزنتس، انگیزه‌ای برای نابرابری ندارد و رفاه اجتماعی انسان به دلایل وجود نابرابری‌های اجتماعی کاهش می‌یابد. اگرچه حداکثر کردن منافع شخصی بدون توجه به منافع جامعه در مورد برخی افراد صدق می‌کند اما در مورد همه افراد صادق نیست (فهر و اسکمیدت[1]، ۱۹۹۰). یکی از دلایل اصلی محاسبه نابرابری شادی در مقابل سطح شادی، تمایل بشر به فهم نابرابری و تلاش برای کاهش آن است. گریز از نابرابری و گرایش به جامعه یک‌دست، رفاه افراد جامعه را افزایش می‌دهد. هر چند نهادگرایانی همچون تورستن وبلن در کتاب "طبقه مرفه" نقطه مقابل این موضوع را مطرح می‌سازد و هدف طبقه مرفه را از مصرف کالاهای لوکس، صرفاً تفهیم فاصله طبقاتی به طبقه مقلد می‌داند و نتایج دو رژیمی این پژوهش نیز در راستای توجیه این ادبیات نظری متناقض

[1]. Fehr & Schmidt (1990)

کاربرد دارد. همچنین نتایج برآورد شده در این پژوهش را از یک بعد انتقادی می‌توان تحلیل نمود، آن هم انتقادات وارده بر محاسبه نابرابری است. این انتقادات در سه جهت قرار دارند. ابتدا انتقادات وارده بر شاخص ضریب جینی که معیارهای جایگزین و کامل‌تری مانند شاخص مبتنی بر توزیع داگوم، شاخص استیگلیتز و سایر شاخص‌ها جهت رفع معایب ضریب جینی و منحنی لورنز مطرح می‌شود. دوم انتقادات وارده بر محاسبه نابرابری درآمدی در سطح بین‌الملل و نحوه محاسبه درآمد و نابرابری درآمد کشورهای مختلف بر اساس روش‌های مختلف محاسبه نرخ ارز است. به طوری که نتایج مطالعات الماس[1] (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که بر اساس معیار برابری قدرت خرید، درآمد کشورهای فقیر بیش‌برآورد می‌شود که منجر به کاهش برآورد نابرابری درآمدی می‌شود که این تورش را می‌توان با استفاده از منحنی انگل غذایی برآورد نمود. سوم انتقادات وارده بر محاسبه نابرابری شادی است که آت (۲۰۰۵) برای رفع این مشکل اقدام به محاسبه شاخص نابرابری تعدیل‌یافته شادی نمود. همچنین نرخ بیکاری در رژیم نابرابری توزیع درآمد بالا، تاثیری مثبت و معنی‌دار بر نابرابری شادی داشته است اما تاثیر آن در رژیم نابرابری پایین معنی‌دار نبوده است. به علاوه، تورم در رژیم نابرابری پایین درآمدی، تاثیری مثبت و معنی‌دار بر نابرابری شادی داشته است در حالی که تاثیر آن بر نابرابری شادی در رژیم نابرابری بالا، معنی‌دار نبوده است. همچنین اندازه دولت در رژیم نابرابری پایین درآمدی، تاثیری منفی و معنی‌دار بر نابرابری شادی داشته است در حالی که تاثیر آن در رژیم نابرابری بالای درآمدی، مثبت و معنی‌دار بوده است. البته ممکن است مطابق نظریات جریان اصلی (ارتدوکس نئوکلاسیک) دخالت دولت و محدود شدن نقش بازار منجر به کاهش کارایی تخصیص منابع و همین امر منجر به کاهش شادی و افزایش نابرابری شادی شود. اما باید بیان نمود که اثرگذاری دخالت دولت در افزایش شادی و کاهش نابرابری شادی از دو کانال صورت می‌گیرد. زیرا شادی مفهومی عینی و انتزاعی است، در بعد عینی با تناقض دخالت دولت مواجه هستیم زیرا دخالت دولت ممکن است نسبت به بازار کارایی کمتری در تخصیص متغیرهای عینی داشته باشد، هر چند می‌توان طبق نظر اقتصاددانان خوشبین کلاسیک، وجود دولت حداقلی، یا مبتنی بر نظر اقتصاددانان کلاسیک بدبین دولت فراتر از حداقلی و یا مطابق نظر اقتصاددانان نئوکلاسیک دولت‌های رفاه، یا مطابق نظر کینز دولت صلاحدیدی و یا دولت نهادساز در نظر نهادگرایان، دخالت دولت را در تولید کالاهای عمومی، حفظ حقوق مالکیت و اجرای سیاست‌های اقتصادی در جهت افزایش شادی و یا کاهش نابرابری

[1]. Almås (2012)

شادی در بعد عینی توجیه نمود. اما دخالت دولت در افزایش شادی و کاهش نابرابری شادی در بعد انتزاعی مانند ایجاد نظم و آرامش از طریق تضمین اجرای قانون و یا طبق نظریه‌های نهادگرایان مانند نظریه اثر وابستگی در نسبت سهم کالاهای عمومی به خصوصی و نظریه جدید احتیاجات مصرفی گالبرایت توجیه می‌شود. نهایتاً اینکه شاخص سرمایه انسانی یا نرخ ثبت نام متوسطه در هر دو رژیم نابرابری پایین و بالای درآمدی تاثیری منفی و معنی‌دار بر نابرابری شادی داشته است. برگرفته از نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران در صورت مواجهه با وضعیت نابرابری شدید درآمدی (ضریب جینی بالاتر از ۰/۴۱۶) با سیاست‌های بازتوزیعی درآمدی همچون مالیات بر مصرف یا مالیات بر ارزش افزوده و هدفمند نمودن یارانه‌ها در راستای بهبود توزیع درآمد موجبات کاهش نابرابری شادی در جامعه را فراهم نمایند. همچنین به منظور کاهش نابرابری شادی لازم است سیاست‌گذاران در راستای کاهش نرخ تورم و بیکاری از طریق سیاست‌های پولی و مالی و اصلاحات نهادی- ساختاری لازم از جمله استقلال بودجه دولت از نفت گام بردارند. علاوه بر آن به دلیل تاثیر مثبت سرمایه انسانی بر بهبود توزیع شادی در جامعه لازم است دولت در جهت بهبود کیفیت آموزش سرمایه‌گذاری‌های بیشتری نماید.

۷- تقدیر و تشکر

این مقاله با حمایت مالی دانشگاه آیت ا... العظمی بروجردی (ره) صورت گرفته است و استخراجی از پروژه درون‌دانشگاهی با کد ۱۶۰۴۷۵-۱۵۶۶۴ که دارای مجوز سال ۱۳۹۶ در سامانه مدیریت اطلاعات تحقیقاتی (سمات) است.

منابع و مآخذ

۱. آیزنک، مایکل (۱۳۸۷). *همیشه شاداب باشید*. زهرا چلونگر؛ تهران، انتشارات نسل نواندیش.

۲. ابونوری، اسمعیل. و اسکندری، جمال. (۱۳۹۵). "مقایسه اثرات تورم و بیکاری بر شادمانی". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی **۸**(۱۵): ۱۳۷-۱۵۲.

۳. بختیاری، صادق. و فتح‌آبادی، مهدی. (۱۳۹۰). "رابطه بیکاری و تورم با شادی و رفاه: مطالعه تجربی برای منتخبی از کشورهای آسیایی". معاونت پژوهش‌های اقتصادی/ گروه پژوهشی عدالت و رفاه اقتصادی.

۴. جان، پلامناتز (۱۳۶۷). *شرح و نقدی بر فلسفه اجتماعی و سیاسی هگل*. حسین بشیریه؛ نشر نی، چاپ اول.

۵. جلیلی کامجو، سید پرویز (۱۳۹۴). *تخصیص پایدار و عملی‌سازی طراحی بازار آب (مطالعه موردی حوضه آب‌ریز زاینده‌رود)*، رساله دکتری، دانشکده اقتصاد و امور اداری، دانشگاه اصفهان.

۶. حجازی، مسعود. و تقی‌پور، فریبا (۱۳۹۴). "بررسی تاثیر شادی در کار بر بهره‌وری نیروی انسانی". مجله مدیریت بهره‌وری **۹**(۳۳): ۷۷-۹۲.

۷. دوباتن، آلن (۱۳۹۷). *تسلی‌بخشی‌های فلسفه (ارزیابی آثار دو مونتنی)*. عرفان ثابتی؛ تهران، انتشارات ققنوس.

۸. دهقانی، حمید. اکبرزاده، فاطمه. خوش‌فر، غلامرضا. و ربانی، رسول (۱۳۹۰). "ارزیابی تاثیر سرمایه اقتصادی بر شادی جوانان". راهبرد فرهنگ ۱۳: ۱۶۰- ۱۸۴.

۹. رنانی، محسن. و مویدفر، رزیتا (۱۳۹۰). *چرخه‌های افول اخلاق و اقتصاد: سرمایه اجتماعی و توسعه در ایران*، تهران، انتشارات طرح نو.

۱۰. ساوجی، سهیلا. عصاری، عباس. عاقلی، لطفعلی. و حسن‌زاده، علی (۱۳۹۷). "بررسی عوامل موثر بر مخارج سلامت خانوارهای شهری". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی **۱۰**(۱۹): ۵۲-۲۵.

۱۱. ظهور، علیرضا. و فکری، علیرضا (۱۳۸۲). "وضعیت شادابی دانشجویان دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی". دانشگاه علوم پزشکی ایران ارمغان دانش **۸**(۳۰): ۷۲-۶۳.

۱۲. کرمی‌نوری، رضا. مکری، آذرخش. محمدی‌فر، محمد. و یزدانی، اسماعیل (۱۳۸۱). "مطالعه عوامل مؤثر بر احساس شادی و بهزیستی در دانشجویان دانشگاه تهران". مجله روانشناسی و علوم تربیتی **۳۲**(۱): ۴۱-۳.

۱۳. کشاورز، امیر (۱۳۸۴). *بررسی رابطه بین شادکامی با سرزندگی، جزمیت، انعطاف پذیری و ویژگی‌های جمعیت‌شناسی در مردم شهر اصفهان*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه اصفهان.

۱۴. محمدزاده، پرویز. اصغرپور، حسین. و منیعی، امید (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر درآمد بر شادی نیروی کار در ایران". مجلهٔ تحقیقات اقتصادی **٤٨**(۱): ۱۵۸-۱۳۹.

۱۵. معیدفر، سعید (۱۳۸۷). *بررسی مسائل اجتماعی ایران*، همدان، انتشارات نورعلم.

۱۶. مهرگان، نادر. رشید، خسرو. قاسمی، ثمینه. و سهرابی، حسین (۱۳۹۵). "بررسی عوامل سیاست‌های اقتصادی مؤثر بر شاخص سلامت". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی **۸**(۱۵): ۱۳۶-۱۱۷.

۱۷. میرشاه‌جعفری، ابراهیم. عابدی، محمدرضا. و دریکوندی، هدایتا... (۱۳۸۱). "شادمانی و عوامل موثر بر آن". تازه‌های علوم شناختی **٤**(۳): ۲۴-۱.

۱۸. نادمی، یونس. و جلیلی کامجو، سیدپرویز (۱۳۹۷). "ارزیابی تاثیر فقر مطلق و نسبی بر نابرابری شادی در ایران". مجله مدل‌سازی اقتصادی **۱۲**(۱(پیاپی ۴۱)): ۲۶-۱.

۱۹. نیلی مسعود (۱۳۹۴). "تاثیر تورم و رشد اقتصادی بر شادی". مقاله آماده انتشار.

20. Abbott, P. and Sapsford, R. (2006). "Life Satisfaction in Post-Soviet Russia and Ukraine". Journal of Happiness Studies **7**: 251-287.
21. Alesina, A. Di Tella, R. and MacCulloch, R. (2004). "Inequality and happiness: Are Europeans and Americans Different? ". Journal of Public Economics **88**(9-10): 2009-2042.
22. Almås, I. (2012). "International Income Inequality: Measuring PPP bias by Estimating Engel Curves for Food". The American Economic Review **102**(2): 1093-1117.
23. Alois, P. (2014). "Income Inequality and Happiness: Is There a Relationship?". Working Paper.
24. Angelo, A.D. Zazzaro, A. (2009). "Happiness and Relative Income in Italy". Working Paper.
25. Aporale G. M. Georgellis, Y. Tsitsianis, N. and Yin, Y. P. (2009). "Income and Happiness across Europe: Do Reference Values Matter?". Journal of Economic Psychology **30**(1): 42-51.
26. Argyle, M. (1999). "Causes and Correlates of Happiness". In D. Kahneman, E. Diener, & N. Schwarz (Eds.), Well-Being: The Foundations of Hedonic Psychology (pp. 353-373). New York: Russell Sage Foundation.
27. Baucells, M. and Sarin, K. R. (2008). "Does More Money Buy You More Happiness?". IESE Business School 683: 1-28.
28. Bradburn, N. M. (1969). *The Structure of Psychological Well-being*, Chicago, Aldine Publishing Company.

29. Buchanan, W. (1953). *How Nations See Each Other. A Study in Public Opinion*, University of Illinois Press, Urbana, USA.
30. Cantril, H. (1965). *The Pattern of Human Concern*, Rutgers University Press, New Brunswick, New Jersey, USA.
31. Carabelli, A. M. and Cedrini, M. A. (2009). "The Economic Problem of Happiness: Keynes on Happiness and Economics". Working Paper.
32. Chan, K. S. (1993). "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model". The Annals of Statistics **21**(1): 520-533.
33. Chin-Hon-Foei, S. (1989). *Life Satisfaction in the EC Countries, 1975-1984, In: Veenhoven, R., Ed.: Did the Crisis Really Hurt?*, Universitaire Perss Rotterdam. Netherlands.
34. Clarc, A. E. Fleche, S. and Senik, C. (2014). "Economic Growth Evens-Out Happiness: Evidence from Six Surveys". The German Socio-Economic Panel Study at DIW Berlin 58: 1-34.
35. Cummins, R.A. (2003). "Normative Life-Satisfaction: Measurement Issues and a Homeostatic Model". Social Indicators Research **64**: 225-256.
36. Di Tella, R. MacCulloch, R. and Oswald, A. (1999). "Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence form Surveys of Happiness". The American Economic Review Forth Coming.
37. Easterlin, R.A. (1974). *Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence*, In P. A. David, & M. W. Reder (Eds.), Nations Are Households in Economic Growth. New York, Academic Press.
38. Fahey, T. and Smyth, E. (2003). "What Can Subjective Indicators Tell Us About Inequalities In Welfare? Evidence from 33 European Societies". Working Paper Dublin, Economic and Social Research Institute.
39. Fehr, E. and Schmidt, K. M. (1999). "A Theory of Fairness, Competition, and Cooperation". The Quarterly Journal of Economics **114**(3): 817-868.
40. Foroohar, F. (2005). "Money v. Happiness: Nations Rethink Priorities". Newsweek, April 5.
41. Frey, B. (2008). *Happiness: A Revolution in Economics*, Cambridge, M.A: MIR Press.
42. Frey, S. B. and Stutzer, A. (2002). "The Economics of Happiness". World Economics Journal **3**(1): 1-17.
43. Fuentes, N. & Rojas, M. (2001). "Economic Theory and Subjective Well-being". Social Indicators Research 53: 289-314.
44. Gallup, G.P. (1976). "Human Needs and Satisfactions: A Global Survey". Public Opinion Quarterly 40: 459-467.

45. Hansen, Bruce. E. (2000). "Sample Splitting and Threshold Estimation". Econometrica **68**(3): 575-603.
46. Ingelhart, R. (1990). *Culture Shift in Advanced Industrial Society*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
47. Kalmijn, W.M. & Veenhoven, R. (2005). "Measuring Inequality of Happiness in Nations: In Search for Proper Statistics". Journal of Happiness Studies 6: 357-396.
48. Knabe, A. and Rätzel (2010). "Income, Happiness, and the Disutility of Labor". Journal of Economics Letters **107**(1): 77-79.
49. Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality". The American Economic Review **8**(3): 1-28.
50. Lindenberg, S. and Schreuder, H. (1993). *Interdisciplinary Perspectives on Organization Studies*, Oxford, Pergamon Press.
51. Ott, J. (2005). "Level and Equality of Happiness in Nations: Does Greater Happiness for a Greater Number Imply Greater Inequality in Happiness?". Journal of Happiness Studies **6**: 397-420.
52. Stutzer, A. and Lalive, R. (2000). "The Role of Social Norms in Job Searching and Subjective Well-Being". Mimeo, Working Paper.
53. Tian, G. and Yang, L. (2008). "How Are Income and Non-Income Factors Different in Promoting Happiness?". Toront University Mimeo, Working Paper.
54. Veenhoven, R. (1990). "Inequality in Happiness, Inequality in Countries Compared between Countries". Paper 12th Work Congress of Sociology, Madrid, Spain.
55. Veenhoven, R. (2000). "Well-being in the Welfare State: Level not Higher, Distribution not more Equitable". Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice **2**: 91-125.
56. Veenhoven, R. (2002). "Die Rückkehr der Ungleichheit in die moderne Gesellschaft? Die Verteilung der Lebenszufriedenheit in den EU-Ländern von 1973 bis 1996 (Return of Inequality in Modern Society?". Dispersion of Life-satisfaction in EU-nations 1973 - 1996). Rotterdam University Mimeo, Working Paper.
57. Veenhoven, R. (2004). "World Database of Happiness: Continuous Register of Research on Subjective Enjoyment of Life". Rotterdam University Mimeo, Working Paper.
58. Veenhoven, R. (2005). "Inequality of Happiness in Nations, Introduction to this Special Issue". Journal of Happiness Studies **6**: 351-355.
59. Veenhoven, R. and Ehrhardt, J. (1995)."The Cross-National Pattern of Happiness; Test of Predictions Implied in Three Theories of Happiness". Social Indicators Research **34**: 33-68.
60. Veenhoven, R. and Kalmijn, W.M. (2005). "Inequality-Adjusted Happiness in Nations". Journal of Happiness Studies **6**: 421-455.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

تحلیلی بر ویژگی‌های سیاست‌های ضد فساد با تأکید بر ساختار نظم اجتماعی

فرشاد مؤمنی[۱]
عباس شاکری[۲]
علی عرب مازار یزدی[۳]
سید محسن عظیمی دخت شورکی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۷/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۲/۰۷

چکیده

در تمامی جوامع فساد به‌عنوان یک آسیب اجتماعی که می‌تواند آسیب‌های متعدد سیاسی، اقتصادی را نیز باعث شود مورد ملاحظه قرار می‌گیرد. فساد هم‌چنین به‌عنوان یکی از مهم‌ترین موانع توسعه محسوب می‌شود. این عوامل باعث می‌شود تا سیاست‌های ضد فسادی مورد توجه و تأکید کشورها مخصوصاً کشورهای در حال توسعه قرار گیرد. این پژوهش که با شیوه توصیفی- تحلیلی و به‌وسیله شاخص پالیتی صورت گرفته است سعی می‌نماید تا با رویکرد نظم اجتماعی نورث و همکاران به اصول سیاست‌های ضد فسادی که باید در نظر گرفته شود بپردازد. نتیجه این تحقیق نشان‌دهنده این است که فراهم نمودن شرایط که باعث حرکت جامعه به سمت جامعه با دسترسی باز شود باعث می‌شود تا میزان فساد نیز کاهش یابد. بررسی شرایط ایران نیز نشان‌دهنده این است که حرکت به سوی جامعه با دسترسی باز فساد را در ایران کاهش خواهد داد.

واژگان کلیدی: فساد، جامعه با دسترسی محدود، جامعه با دسترسی باز، شاخص ادراک فساد، شاخص پالیتی.

Keyword: Corruption, Limited Access Society, Open Access Society, Corruption Perceptions Index, Polity Index.
JEL Classification: H23.

[۱]. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی (ره) farshad.momeni@gmail.com
[۲]. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی (ره) shakeri.abbass@gmail.com
[۳]. استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی (ره) a.arabmazar@gmail.com
[۴]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول) smazimi75@gmail.com

۱- مقدمه

سازمان بین‌المللی شفافیت[1] و بانک جهانی[2]، فساد[3] را "سوء استفاده از قدرت رسمی برای منافع شخصی" تعریف نموده‌اند؛ که با توجه به این تعریف، فساد شامل رفتارهای خارج از قانون افراد با سمت‌های رسمی دولتی از قبیل سیاستمداران و کارمندان دولتی می‌شود (لنگسس و هارت[4]، ۱۹۹۷: ۸).

مطالعات گسترده‌ای درباره تأثیر فساد بر شاخص‌های اقتصادی انجام شده است که می‌توان به مطالعات انجام شده در مورد تأثیر فساد بر رشد اقتصادی اشاره نمود. برخی از مطالعات انجام شده توسط مائورو (۱۹۹۶)[5]، برنوتی (۱۹۹۷)[6]، پیرسون (۱۹۹۸)[7]، ژو و زوو (۲۰۰۰)[8]، موو (۲۰۰۱)[9]، عابد و داوودی (۱۹۹۸)[10]، لیته و ویدمن (۲۰۰۲)[11]، و ژیما و برومبرگ (۲۰۰۲)[12] نشان‌دهنده ارتباط منفی بین رشد اقتصادی و گستردگی پدیده فساد است. ارتباط فساد با اندازه دولت، موضوع مطالعات دیگری است که فساد را به عنوان متغیر اصلی خود انتخاب کرده‌اند. از مهم‌ترین تحقیقاتی که در این زمینه انجام شده می‌توان به پژوهش‌های چیتانیا[13] (۲۰۱۵)، کووری، ژوماچف و اسچندر (۲۰۱۶)[14] اشاره نمود. نتایج این مطالعات نشان‌دهنده ارتباط مستقیم بین اندازه دولت و گستردگی پدیده فساد است. جهت بیان اهمیت پدیده فساد می‌توان به نتایج بسیاری از مطالعات صورت گرفته و اثر منفی فساد بر GDP و درآمد سرانه، اثر مثبت فساد بر نابرابری درآمد، اثر منفی فساد بر بهره‌وری اقتصاد، اثر گستردگی فساد بر گسترش بازارهای زیرزمینی، ارتباط عکس بین تغییرات فساد و درآمدهای مالیاتی دولت، گستردگی فساد و کاهش کیفیت بخش عمومی و تأثیر مثبت فساد بر کاهش محبوبیت حاکمیت دولت اشاره نمود. این مطالعات نشان می‌دهد که بخش‌های مختلف نظام اجتماعی از قبیل نظام سیاسی و اقتصادی و حقوقی یک جامعه از این

1. Transparency
2. World Bank
3. Corruption
4. Langseth and Hurst
5. Mauro (1996)
6. Brunetti (1997)
7. Poirson (1998)
8. Xu and Zou (2000)
9. Mo (2001)
10. Abed and Davoodi (1998)
11. Little and Wideman (2002)
12. Gyimah and Bremberg (2002)
13. Krishna ChaitanyaVadlamannati (2015)
14. Arushacooray, RatbeckDzhumashev and Frieedrich Schneider (2016)

پدیده تأثیرپذیر هستند (لمبسدروف[1]، ۱۳۸۹: ۲۱۶-۱۹۰).

با توجه به وجود رویکردهای متفاوت از طرف اقتصاددانان جهت حل معضلات و نارسایی‌های اقتصادی، در زمینهٔ فساد نیز مانند سایر مباحث اقتصادی رویکردهای مختلف اقتصادی از رویکرد نئوکلاسیکی تا تکاملی، اتریشی و نهادی مطالب گوناگونی ارائه شده است. در این پژوهش بر رویکرد نهادی در مورد فساد تأکید می‌شود که در ایران کمتر مورد توجه قرارگرفته است و بر این اساس تلاش می‌شود راهکاری برای کاهش فساد ارائه شود.

جهت نیل به این مهم نیز از دیدگاه نورث و همکاران که به تبیین و تقسیم‌بندی نظام‌های اجتماعی حاکم بر جوامع پرداخته است استفاده می‌شود. نورث و همکارانش با توجه به ویژگی‌های نظام‌های اجتماعی حاکم بر جوامع، آن‌ها را به نظام‌های با دسترسی محدود و نظام‌های با دسترسی نامحدود تقسیم‌بندی نموده‌اند و به تبیین توسعه از این منظر پرداخته‌اند. پژوهش حاضر به دنبال بررسی این موضوع است که آیا نوع نظام‌های اجتماعی (دسترسی محدود یا باز) می‌تواند بر میزان فساد و گستردگی آن در جوامع تأثیرگذار باشد یا خیر؟ جهت تبیین این موضوع در ابتدا به برخی از مطالعات مرتبط با پژوهش تحت عنوان پیشینه تحقیق پرداخته خواهد شد. سپس به بررسی رویکرد نظم اجتماعی می‌پردازیم. در بخش چهارچوب نظری پژوهش توضیحات مربوط به نظریه نظم اجتماعی و انواع آن بیان خواهد شد. مقایسه‌ای بین انواع نظم‌های اجتماعی با توجه به ویژگی‌های آن‌ها مطرح می‌شود. بررسی شاخص ادراک فساد نیز در بخشی از این تحقیق بیان شده است. در بخش بعدی به بررسی ارتباط بین نوع نظم اجتماعی ایران و گستردگی فساد در ایران به وسیله دو شاخص پالیتی و شاخص ادراک فساد خواهیم پرداخت.

۲- پیشینه موضوع

با توجه به این‌که رویکرد نظم اجتماعی رویکردی نهادی نوین است در بخش پیشینه موضوع به پژوهش‌های انجام شده در مورد پدیده فساد که با رویکرد نهادی نوین انجام شده است پرداخته می‌شود. شواتزر[2] بر این عقیده است که وجود پدیده فساد امری حتمی برای کشورهای در حال توسعه است و سیاست‌های ضد فساد کارآ تنها قادرند تا از بروز فساد سیستماتیک[3] جلوگیری

[1]. Lambsdorff

[2]. Schweitzer

[3]. فساد سیستماتیک (Corruption Systematic) به وجود فساد گسترده در بین مقامات رده‌های بالای اجرایی یک کشور گفته می‌شود.

نمایند. به عقیده شواتزر مهم‌ترین علت بروز فساد، به وجود آمدن شکاف بین هنجارهای جهان‌شمول[1] و هنجارهای خاص (محلی)[2] است. عدم تساوی در میزان انعطاف‌پذیری هنجارها، باعث می‌شود تا فاصله بین هنجارهای خاص و جهان‌شمول افزایش یافته، پتانسیل به وجود آمدن فساد و گستردگی آن افزایش یابد. لذا جهت جلوگیری از فساد سیستماتیک باید به‌گونه‌ای عمل نمود تا هنجارهای خاص دارای انعطاف‌پذیری بیشتری شوند (شواتزر، ۲۰۰۵: ۳۲-۱۶).

لمبسدروف[3] و مارکوس[4] و شرلی[5] با تلفیق دو رویکرد اقتصاد نهادی نوین و جامعه‌شناسی اقتصادی نوین به بررسی اثر متقابل فساد و اعتماد اجتماعی[6] پرداخته‌اند. دو رویکرد جدید اقتصاد نهادی نوین[7] و جامعه‌شناسی اقتصادی نوین[8] تمامی تلاش خود را موقوف تجزیه و تحلیل تنظیمات نهادی رسمی و غیر رسمی نموده‌اند که نتایج این تنظیمات نهادی، شکل‌دهی تعاملات بشری در زندگی روزمره امروزی شده است. از نتایج پژوهش لمبسدروف و همکاران این است که با به وجود آمدن قانون، توانایی خاص در مواجهه با روابط متقابل اجتماعی فراهم می‌آید که پتانسیل انجام فساد را محقق می‌نماید. قدرت نهادهای رسمی که به‌وسیله آن‌ها دستوراتی برای زندگی اجتماعی افراد وضع می‌شود، از قدیمی‌ترین معضلات برای به وجود آمدن فساد محسوب می‌شود. قدرت قانونی، برای حفاظت از معاملات و توزیع منابع (توزیع مجدد منابع) فرصتی را ایجاد نموده است تا به‌وسیله این قدرت‌های سازمانی، فساد صورت پذیرد. نقش هنجارها نیز در فساد توسط این محققین مورد توجه قرار گرفته است. فساد، همیشه با هنجارها، قواعد رسمی و غیر رسمی و فرهنگ خاص قانونی در یک جامعه مشخص ارتباط درونی و نزدیکی دارد (لمبسدروف و همکاران، ۲۰۰۵: ۲۴-۱).

از اقتصاددانان نهادگرای دیگر که پدیده فساد را موضوع تحقیقات خود قرار داده، آکرمن است. آکرمن در کتاب ارزشمند "فساد و دولت" خود به تشریح تعامل بین فعالیت اقتصادی مولد و رانت‌خواهی غیر مولد با عطف توجه به پدیده جهانی فساد در بخش عمومی می‌پردازد. ایشان به خوبی به برخی از مطالعات اقتصادی انجام شده درباره تأثیر فساد بر فعالیت‌های اقتصادی اشاره نموده، بیان می‌نماید که در مطالعات اخیر انجام شده، فساد با سطوح پایین سرمایه‌گذاری و رشد

---

1. Universalistic Norms
2. Particularistic Norms
3. Lambsdorff
4. Markouse
5. Shirley
6. Social Trust
7. New Institutional Economics
8. New Economic Sociology

ارتباط دارد. فساد، کارآمد بودن سیاست‌های صنعتی را کاهش می‌دهد و فعالیت‌های اقتصادی را در بخش غیر رسمی به منظور نقص مالیات و قوانین نظم‌بخشی ترغیب می‌کند. در صورتی که سطوح فساد در یک کشور بالا باشد آن کشور در مجموع فقیرتر خواهد بود. در صورت اثبات این مطلب می‌توان به ارتباط پدیده فساد و فقر نیز پی برد. هم‌چنین می‌توان بیان نمود در کشوری که پدیده فساد وجود دارد می‌تواند آن را دچار تله فساد کند، به این مفهوم که وجود پدیده فساد،خود موجب ایجاد فساد بیشتر شده، موجبات کاهش سرمایه‌گذاری اقتصادی مشروع و قانونی را فراهم می‌آورد. پدیده فساد باعث می‌شود تا انصاف و عدالت اجتماعی خدشه‌دار شده، بنیان اخلاقی جامعه به مخاطره افتد. فساد می‌تواند در رقابت، اختلال ایجاد نماید و یک مانع اساسی برای توسعه اقتصادی به شمار آید.

به عقیده آکرمن اصلی‌ترین دلیل به وجود آمدن فساد ضعف در مدیریت دولتی است، به عبارت دیگر فساد نشانه وجود اشکال در مدیریت دولت است. در اختیار قرار دادن منابع دولتی به‌صورت تصدی‌های فراوان، باعث افزایش پتانسیل بروز فساد می‌شود. عواملی که باعث می‌شود تا انگیزه‌های کارکنان دولتی نسبت به سایر بخش‌های غیر دولتی کاهش یابد عامل دیگر بروز فساد است. وضع قوانین و مقررات ناکارآ، باعث می‌شود که انجام فساد نسبت به عمل نمودن به قوانین از لحاظ اقتصادی مقرون به صرفه‌تر باشد. عامل دیگری که می‌تواند باعث بروز فساد بیشتر شود افزایش یافتن فعالیت‌های زیرزمینی است.

بنا بر نظر آکرمن مهم‌ترین راه غلبه بر فساد، به وجود آوردن نهادهای قضایی مستقل با پیگیری‌های قضایی مستمر است. دستگاه قضایی صادق که به دنبال اجرای قوانین و مقررات مفید و مؤثر باشد می‌تواند میزان فساد را به مقدار زیادی کنترل نماید. قوانین اقتصادی زمانی کارآ خواهد بود که از قوانین موضوعه بازارهای موفق و نیز از تجارب ارزشمند بازارهای کارآ در کشورهای موفق، به دست آمده باشد. وضوح قوانین، قابلیت اجرای دقیق و سریع، شفافیت قوانین، و مدت زمان رسیدگی به فسادها توسط دستگاه قضایی از مواردی است که می‌تواند پدیده فساد را کنترل نماید (آکرمن[1]: ۲۹۰-۳۱۵).

تحقیقی که به وسیله جیتر و همکارانش[2] در سال ۲۰۱۵ انجام شد، نشان‌دهنده این است که دموکراسی از کانال درآمد سرانه بر میزان فساد تأثیرگذار است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که جهت تقابل دموکراسی با فساد، سطح معینی از درآمد مورد نیاز است. به عبارت دیگر، به دست

[1]. Rose-Ackerman
[2]. Michael Jetter, Alejandra MontayaAgudelo and Andres Rami Rezahasasn

آوردن منافع از بودجه عمومی، در حالتی که گزینه جانشین آن یعنی فعالیت در بخش خصوصی دارای منافع کمتری است، جذابیت بیشتری دارد. درصورتی‌که رشد را با رعایت ملاحظات روش‌شناختی و لحاظ نمودن کیفیت، نماینده‌ای از توسعه بدانیم، رسیدن به سطح مشخصی از توسعه باعث می‌شود تا دموکراسی میزان فساد را کاهش دهد. تحقیقاتی که این تحلیل را تائید می‌نماید پژوهش‌های ساندولتز و کوتزل[1] در سال ۲۰۰۰، شلیفر و ویشنی[2] سال ۱۹۹۳ و تریسمن[3] در سال ۲۰۰۰ بوده است. با توجه به این نکته مهم، در کشورهای ثروتمندتر، دموکراسی بیشتر باعث کاهش فساد می‌شود.

۳- چهارچوب نظری

نورث[4] به همراه همکارانش والیس[5] و وینگاست[6] جهت تبیین نقش نهادها در توسعه جوامع با تأکید بر پدیده نظم اجتماعی، رویکرد جدیدی در مباحث نهادی توسعه ایجاد نمودند. نورث که برنده جایزه نوبل اقتصاد در سال ۱۹۹۳ بوده، با در نظر گرفتن نقطه مشترک تمامی تئوری‌های مطرح اقتصادی در مورد نقش دولت در تأمین امنیت، نظریه نظم اجتماعی را مطرح نموده است. نورث و همکارانش بر این عقیده‌اند که مهم‌ترین مسئله‌ای که جوامع با آن روبرو هستند بحث خشونت است (نورث و همکاران، ۲۰۰۹a: ۱۳). با در نظر گرفتن این‌که نظم در نقطه مقابل خشونت قرار دارد می‌توان بیان نمود که در صورت فقدان نظم، خشونت تمامی جامعه را فرا خواهد گرفت. نورث و همکارانش بیان می‌نمایند که توسعه نیز حاصل نوعی خاص از نظم است که با توجه به تقسیمات انواع نظم می‌توان آن را "نظم دموکراتیک" نامید. محاسبات این محققین نشان می‌دهد که در حال حاضر تنها ۱۵ الی ۲۵ درصد از کشورهای دنیا دارای این نوع نظم که برای استقرار آن نیاز به نهادهای خاصی است، هستند (نورث و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۰).

راه‌هایی که توسط کشورهای مختلف جهت برقراری نظم در جامعه مورد استفاده قرار می‌گیرد متفاوت است. بررسی نظم‌های موجود در جوامع نشان‌دهنده این است که در جوامع مختلف، دو نوع نظم وجود دارد. نظم با دسترسی محدود[7] که قدمت و گستردگی بسیار زیادی داشته است و

1. Sandholtz & Koetzel
2. Shleifer & Vishny
3. Treisman
4. Douglass C. North
5. John Joseph Wallis
6. Barry R. Weingast
7. Limited-Access Order

آن را حکومت طبیعی[1] نیز می‌نامند. نوع دوم از نظم که دارای گستردگی کمتر بوده و از لحاظ تاریخی از قرن نوزدهم پدید آمده، تحت عنوان نظم با دسترسی باز[2] نامیده شده است.

بررسی ویژگی‌های این دو نوع نظم نشان‌دهنده آن است که تفاوت‌های بنیادین بین این دو نوع نظم وجود دارد. زمانی که افراد قدرتمند یک جامعه با توافقی مابین خود تصمیم به مقابله با خشونت می‌گیرند به برقراری و ایجاد نظم اقدام می‌نمایند، نظم ایجاد شده را نظم با دسترسی محدود می‌نامند. اساس ائتلاف ایجاد شده و توافق برقرار شده بین این گروه از افراد قدرتمند، وجود رانت و نوع تقسیم آن است. در صورت وجود و استمرار این رانت و مزایا، توافق و ائتلاف ایجاد شده برای برقراری نظم نیز تداوم می‌یابد (نورث و همکاران، b ۲۰۰۹: ۵۹-۶۰). ویژگی نظم با دسترسی محدود این است که تنها نخبگان (قدرتمندان) جامعه به منظور تأمین نظم و امنیت ائتلاف غالب را در تمامی مسائل حیاتی اجتماع از قبیل تولید، تجارت، تحصیل، اجرای عدالت و حتی مذهب به دست می‌گیرند. تأمین نظم، موقعیتی را برای این گروه غالب ایجاد می‌نماید که می‌توانند از مزایا و رانت‌هایی برخوردار شوند. بقای این مزایا و رانت‌ها باعث می‌شود تا انگیزه برقراری نظم و امنیت تقویت شود و بروز خشونت در جامعه توسط این گروه کنترل شود؛ چرا که بروز خشونت باعث بی‌نظمی شده، باعث می‌شود تا مزایا و رانت‌های ایجاد شده از بین برود (عبادی و همکاران، ۱۳۹۴: ۷۵).

یکی از راه‌های ایجاد رانت توسط این گروه غالب را نورث و همکارانش به خوبی بیان نموده‌اند؛ "از جمله با ارزش‌ترین منبع رانت نخبگان، مزیت تشکیل سازمان‌هایی است که دولت از آن‌ها حمایت خواهد کرد. سازمان‌های نخبگان، رانت‌ها را تولید خواهند کرد و آن را میان اعضای ائتلاف تقسیم می‌کنند. آن‌ها به وسیله تعبیه مسیری برای حمایت از سازمان‌های قراردادی و سپس گسترش مزایای تشکیل چنین سازمان‌هایی تنها به اعضای ائتلاف غالب، رانت را تولید و توزیع می‌کنند" (نورث و همکاران، b ۲۰۰۹: ۶۰).

نورث در تحقیقات بعدی خود در سال ۲۰۱۲ در مورد نظم اجتماعی، نظم با دسترسی محدود را به بخش‌های جزئی‌تر تقسیم‌بندی نموده است. او معتقد است که طیف وسیع از انواع نظم‌ها در نظم با دسترسی محدود وجود دارد و آن‌ها را به نظم‌های شکننده[3]، پایه[4]، و بالغ[5] تقسیم‌بندی می‌نماید. با

---

1. Natural State
2. Open-Access Orders
3. Fragile
4. Basic
5. Mature

توجه به این‌که کیفیت سازمان‌ها، ابزاری برای خلق رانت‌ها بوده، اساس نظم با دسترسی محدود را تشکیل می‌دهند؛ می‌توان بیان نمود که تفاوت اساسی میان این نوع نظم‌ها، در تفاوت شکل سازمان‌های موجود در جامعه است (نورث و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۱).

نوعی از نظم که قادر نباشد با خشونت داخلی و خارجی به خوبی مبارزه نماید، قادر است تنها نظمی شکننده را برای جامعه ایجاد نماید. از ویژگی‌های دیگر نظم با دسترسی محدود شکننده، عمر کوتاه سازمان‌ها، مبتنی بودن سازمان‌ها بر شخصیت رهبرانشان که با ائتلاف غالب در ارتباط هستند می‌باشد. در چنین نظمی، وجود دولت حتمی نبوده، در صورت وجود، دولت می‌تواند تنها بر بخشی از کل جامعه احاطه داشته، نظم بخشی را ایجاد نماید. دولت‌ها در این نوع از نظم، قدرت انحصاری ایجاد نظم را نداشته، بخش‌های مختلفی داعیه ایجاد امنیت در جامعه را دارند. در چنین جوامعی، گروه‌های مختلفی توانایی اعمال خشونت دارند. این گروه‌ها خود جزئی از اجزاء ائتلاف غالب هستند. ظرفیت اعمال خشونت هرکدام از گروه‌ها، معیاری برای تعیین میزان رانت و عامل چگونگی توزیع منابع در بین گروه‌هاست. ساختار نهادی دولت در نظم با دسترسی محدود شکننده بسیار ساده بوده که دلیل آن بی‌ثباتی دائمی دولت‌ها در این نوع نظم است. عدم توانایی ائتلاف غالب باعث می‌شود تا ائتلاف در یک دوره بلندمدت باقی نماند و همین امر باعث ایجاد مانع برای ایجاد تغییرات لازم جهت ایجاد ساختار نهادی بهینه شود (عبادی و همکاران، ۱۳۹۴: ۷۶).

در صورتی که دولت، دارای نهادهایی باثبات‌تر، نسبت به نظم شکننده باشد و دارای ساختاری محکم‌تر باشد نظم با دسترسی محدود پایه ایجاد می‌شود.گرچه در این نوع از نظم، امکان سوء استفاده از خشونت در بین برخی از سازمان‌های دولتی وجود دارد؛ اما خشونت به صورت گسترده وجود ندارد. در جوامع دارای نظم با دسترسی محدود پایه تنها سازمان‌هایی باقی می‌مانند که به نوعی با یکی از سازمان‌هایی که دارای حق اعمال خشونت هستند در ارتباط باشند. سازمان‌هایی که دارای چنین ارتباطاتی نباشند در هنگام بروز خشونت مورد حمایت واقع نشده، از بین خواهند رفت. برقراری ارتباط با گروه نخبگان ایجادکننده نظم، مشکل است چرا که ورود به این گروه‌ها، تهدیدی برای میزان منافع گروه غالب محسوب می‌شود. می‌توان نتیجه گرفت که گرچه در نظم با دسترسی محدود پایه، تعداد سازمان‌های غیر دولتی بیشتری نسبت به نظم شکننده وجود دارد اما در این جوامع نیز میزان منافع و امتیازات سازمان‌ها با میزان ارتباط سازمان با ائتلاف غالب رابطه‌ای مستقیم دارد. این مورد از موارد اشتراک بین نظم با دسترسی محدود شکننده و پایه محسوب می‌شود (نورث و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۲-۱۱).

جوامعی که دارای دولت با ساختاری باثبات بوده، تعداد وسیعی از سازمان‌ها، خارج از دولت و خارج از گروه ائتلاف غالب باشند اما هنوز محدودیت‌هایی برای این سازمان‌ها وجود داشته باشد؛ جوامع دارای نظم با دسترسی محدود بالغ هستند. وجود محدودیت‌ها، به‌منظور ایجاد رانت برای گروه ائتلاف غالب است که این گروه نخبگان رانت‌های ایجاد شده در ازای این محدودیت‌ها را بین خود تقسیم می‌نمایند. در این نوع از نظم در برخی از موارد، قدرت سازمان‌های غیر دولتی به حدی است که می‌توانند با اعمال فشار دولت را به اجرای تعهداتش مجبور نمایند. در نظم با دسترسی محدود بالغ برخی از نهادهای مستقل نظیر دادگاه‌ها و بانک مرکزی به وجود می‌آید که وظیفه اصلی آن‌ها حفاظت از منافع بخش خصوصی است. خلق سازمان‌های مستقل از دولت نه تنها باعث بهبودی عملکرد اقتصادی می‌شود، هم‌چنین باعث بلوغ سایر نهادها شده، امکان به وجود آمدن سازمان‌های پیچیده داخلی و خارجی را فراهم می‌آورد (عبادی و همکاران، ۱۳۹۴: ۷۶).

نورث و همکارانش بر این عقیده‌اند که به وجود آوردن نظم با دسترسی محدود، خود می‌تواند باعث به وجود آمدن مشکلاتی شود که این مشکلات اثراتی منفی بر عملکرد اقتصادی به ویژه بر رشد در بلندمدت خواهد داشت. خلق ابزاری جهت کنترل خشونت در نظم با دسترسی محدود باعث ایجاد رانت برای گروه ائتلاف غالب می‌شود که این امر باعث می‌شود تا قیود سیاسی گسترده‌ای بر اقتصاد ایجاد شود. "امتیازات انحصاری محلی و ایجاد محدودیت‌ها در میسر راه‌های ورود به اقتصاد، مانع ایجاد بازارهای رقابتی شده، رشد بلندمدت اقتصادی را مختل می‌نماید. به بیان دیگر، ابزارهایی که نظام‌های با دسترسی محدود با آن‌ها مشکل خشونت را حل می‌کنند، خود بخشی از مشکل عملکرد اقتصادی بهینه است" (نورث و همکاران، ۲۰۱۲: ۹).

۳-۱- نظم با دسترسی باز

اداره‌ی جامعه با ایجاد رقابت، در میان افراد اجتماع جهت کسب رانت، به‌گونه‌ای که رانت تنها به خلاقیت و نوآوری تعلق گیرد اساس نظم با دسترسی آزاد است. بر اساس دیدگاه شومپیتری، رقابت در نظم با دسترسی آزاد به عنوان "تخریب خلاق"[1] عمل نموده، بر اساس آن نوآوری منبع خلق رانت و کسب سود است. به عقیده نورث و همکارانش کنترل خشونت در نظم با دسترسی آزاد بر سه عنصر اساسی استوار است. نخست سیستم سیاسی است که وظیفه کنترل و نظارت بر نهادهای ایجاد کننده نظم یعنی نهادهای نظامی را بر عهده دارند. مجموعه‌ای از نهادها و وجود

[1]. Creative Destruction

برخی انگیزه‌ها جهت کنترل و نظارت بر سیستم سیاسی نیاز است که آن‌ها را مقید نماید جهت استفاده از خشونت برای کنترل خشونت به آن‌ها مشروعیت ببخشد؛ این نوع نهادها بخش دوم از عناصر سه‌گانه را تشکیل می‌دهد. عنصر سوم جهت ایجاد نظم در سیستم نظم با دسترسی آزاد، سیستم اقتصادی با دسترسی آزاد است. از ویژگی‌های این سیستم آن است که باید با سیستم سیاسی در هم آمیخته باشد تا دسترسی آزاد سیستم اقتصادی باعث شود سیستم سیاسی نتواند از قدرت کنترلش بر ارتش، سوء استفاده نماید. در صورت بروز مشکل در سیستم سیاسی، سیستم اقتصادی با دسترسی آزاد با آن برخورد نموده، سیستم سیاسی را برکنار می‌نماید. نتیجه چنین خواهد شد که سازمان‌ها جهت اخذ رانت و استفاده از فرصت‌های جدید، مجبور به نوآوری خواهند بود. نوآوری‌ها و ورود آزاد و دسترسی آزاد به سازمان‌های اقتصادی باعث پویایی سیستم اقتصادی خواهد شد. می‌توان نتیجه گرفت که ساختار نهادی موجود در نظم با دسترسی آزاد باعث می‌شود تا رقابت مبنای پیشرفت باشد و جامعه از فواید حاصل از رقابت برخوردار خواهد شد (عبادی و همکاران، ۱۳۹۵: ۷۸).

نظم با دسترسی آزاد، دارای ساختار نهادی است که می‌تواند در برابر شوک‌ها و بحران‌ها، کاملاً انعطاف‌پذیر باشد. علت این است که نهادهای موجود در این نوع نظم، به علت آزادی در ورود به حل مسائل جامعه سیلی از پیشنهادها و راه‌حل‌ها را ارائه می‌نمایند که می‌تواند در حل مسئله مورد استفاده قرار گیرد. به عبارت دیگر رقابت در این مورد نیز اساس قرار گرفته، مسائل و مشکلات اجتماعی نیز به وسیله اصل رقابت حل می‌شود. رقابت و ورود آسان به فضای سیاسی و اقتصادی در این نوع نظم، باعث می‌شود تا انگیزه سیاست جهت حل مسائل چندین برابر شود و علت این است که عدم توانایی در حل مشکلات می‌تواند باعث برکناری آن‌ها از مقام خود در آینده شود. تصور نمایید که در چنین شرایطی فعالیت مخالفین گروه حاکم نیز بر شدت تلاش گروه حاکم برای حل مسائل می‌افزاید. تمامی موارد ذکر شده بخشی از فواید زیاد رقابت آزاد است که تسری آن در تمامی نظام اجتماعی (اقتصاد، سیاست، حقوق و سایر علوم اجتماعی) مزایای زیادی را به ارمغان می‌آورد (نورث و همکاران، ۲۰۱۲: ۶۳).

نورث و همکارانش بر این عقیده‌اند که نظام‌های موجود در جوامع جهت دست‌یابی به اهدافشان به چیزی بیشتر از انتخابات نیازمندند. به عبارت دیگر پاسخ‌گویی به علایق شهروندان و کاهش فساد نیازمند نهادهای رسمی دموکراتیک است و این مهم زمانی محقق می‌شود که هر فردی از افراد اجتماع قادر به تشکیل نهادهای سیاسی و اقتصادی فعال باشند و این امر تنها در دسترس گروه

غالب نخبه اجتماع نباشد. سؤالی که می‌تواند مطرح شود مسئله تقدم نهادهای سیاسی و اقتصادی بر یکدیگر است. باید ذکر نمود که دسترسی آزاد سیاسی باید توسط دسترسی آزاد اقتصادی مورد حمایت واقع شود؛ لذا با این تذکر می‌توان بیان نمود که در بلندمدت اصل با ایجاد نهادهای اقتصادی با دسترسی آزاد است. بررسی تجربه تاریخی کشورهای توسعه‌یافته نشان از این دارد که در دو قرن اخیر توسعه اقتصادی و سیاسی با هم همراهی داشته‌اند (نورث و همکاران، ۲۰۰۹b: ۵۶).

۳-۲- مقایسه نظم با دسترسی محدود و آزاد

تاکنون بیان شد که کشورهای مختلف دنیا دو شیوه برای جلوگیری از خشونت و برقراری نظم اتخاذ نمودند که هریک از این دو شیوه (نظم با دسترسی محدود و نظم با دسترسی آزاد) منتج به نتایج متفاوتی برای عملکرد اقتصادی جوامع شده است. نتایج متفاوت حاصل از اتخاذ این دو شیوه مختلف را نورث و همکارانش به‌خوبی اشاره نموده‌اند. "گرچه نتایج اقتصادی به‌طور مستقیم به نتایج سیاسی مرتبط نمی‌شود ولی رشد آرام اما پایدار جوامع با دسترسی آزاد بر این امر دلالت دارد که توسعه مدرن به‌تنهایی حاصل رشد سریع‌تر نیست، بلکه در عوض نتیجه شکل جدیدی از سیاست، اقتصاد و سازمان‌های اجتماعی است که به یک جامعه اجازه بهتر تغییر را می‌دهند. تفاوت بین عملکرد اقتصادی مرتبط با دسترسی محدود و دسترسی عام جوامع توانایی متفاوت این دو نوع نظم، برای رسیدگی کردن به تغییر را بازتاب می‌دهد که شامل طیف وسیعی از تغییرات ناگهانی تا شوک‌هاست" (همان منبع: ۵۷).

۳-۳- گذر از نظم با دسترسی محدود به باز

گذر از نظم با دسترسی محدود به دسترسی آزاد یا عام زمانی محقق می‌شود که نخبگان و طبقه حاکم بر اجتماع، مزایای منحصر به فرد شخصی را به حقوق غیر شخصی تبدیل نمایند. زمانی که نخبگان جامعه مزایای خود را در تغییر ترتیبات نهادی و فراهم آوردن مبادلات غیر شخصی برای همه ببینند، پتانسیل گذار از دسترسی محدود به باز فراهم می‌شود.

بنا بر عقیده نورث و همکارانش گذار از نظم طبیعی به نظم باز دارای دو مرحله است. در مرحله اول گروه ائتلاف غالب حاکم بر جامعه، با توسعه ترتیبات نهادی شرایطی را فراهم می‌نماید تا روابط غیر شخصی بین نخبگان گسترش یابد. منظور از روابط غیر شخصی این است که افراد فارغ

از نسبت فامیلی و سیاسی به مبادله و خرید و فروش با افراد دیگر بپردازند. این مرحله را می‌توان مرحله برون‌رفت از دسترسی محدود نامید که فراهم شدن چنین مرحله‌ای خود نیاز به سه شرط زیر دارد:

۱. به‌کارگیری حاکمیت قانون برای همه نخبگان.
۲. به وجود آمدن سازمان‌های نخبگان پاینده در فضای عمومی و خصوصی.
۳. کنترل سیاسی یکپارچه بر نظامیان.

زمانی که چنین شرایطی به وجود آید، نخبگان و طبقه حاکم بر جامعه سود خود را در گسترش روابط غیر شخصی می‌دانند و به آن‌ها انگیزه برقراری روابط غیر شخصی بیشتر می‌دهد. نتیجه چنین گذری، ایجاد حق برای همه افراد اجتماع برای ایجاد سازمان‌های سیاسی، اقتصادی و اجتماعی است. با توجه به این‌که چنین حقی در گذشته، تنها در اختیار طبقه حاکم نخبه بود پیشرفت بسیار بزرگی محسوب می‌شود. با از بین رفتن منبع رانت با این شیوه، منطق رقابت جایگزین رانت شده، ائتلاف غالب از بین می‌رود. لازم به ذکر است که مرحله گذار امری حتمی و طبیعی نیست به طوری که امکان بقای بسیاری از کشورهای دنیا در مدت زمان مدیدی در نظم طبیعی وجود دارد (عبادی و همکاران، ۱۳۹۵ : ۸۰).

مهم‌ترین عامل گذار از نظم با دسترسی محدود به نظم با دسترسی آزاد این است که گروه ائتلاف غالب حاکم بر جامعه در نظم طبیعی به این باور برسند که گسترش روابط غیر شخصی به نفع آن‌ها خواهد بود. تنها این تغییر در نخبگان کافی نیست بلکه لازم است برای تضمین بقای نظم با دسترسی آزاد، نهادها و سازمان‌های تقویت‌کننده نظم با دسترسی آزاد پدید آیند. نورث و همکارانش به دفعات در تحقیقات خود بر این امر تأکید نموده‌اند که نهاد انتخابات به طور ذاتی دموکراسی و نظم عام را ایجاد نمی‌نماید. انتخابات نیازمند نهادها، سازمان‌ها، باورها و هنجارهایی خاص خود است که دسترسی آزاد و رقابت دموکراتیک برای قدرت سیاسی آن‌ها را به وجود می‌آورد (نورث و همکاران، ۲۰۰۹a: ۱۵).

۴- نظم با دسترسی آزاد و فساد

با توجه به ویژگی‌های ذکر شده از انواع ساختار نظم حاکم بر جوامع مختلف، می‌توان بیان نمود که تنها در ساختار نظم با دسترسی آزاد است که می‌توان به وسیله ویژگی‌های آن، بر فساد[1] نظارت

[1]. Corruption

داشته، آن را کنترل نمود. در دولت‌های طبیعی فساد مهم‌ترین عاملی است که مانع از ارائه خدمات دولتی به عموم مردم است، چرا که ساختار نظم با دسترسی محدود امکان برخورداری از رانت‌ها و مزایا را برای ائتلاف نخبگان میسر می‌نماید که همین امر شرایط بروز فساد بیشتر را فراهم می‌نماید؛ اما ساختار نظم با دسترسی آزاد امکان نظارت بر صاحب‌منصبان و حاکمان بر جامعه را میسر نموده، باعث نظارت دقیق بر فساد می‌شود. ابزاری که می‌توان به وسیله آن بر حاکمان و نحوه فعالیت آن‌ها نظارت داشت دموکراسی است. دموکراسی تا حدودی می‌تواند امکان نظارت شهروندان بر صاحب‌منصبان سیاسی را فراهم آورد. دموکراسی پاسخ‌گویی به منافع شهروندان توسط صاحب‌منصبان سیاسی را فراهم آورده، باعث می‌شود فساد محدودتر شود (عبادی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۵۰).

در صورتی که انتخابات به عنوان تنها شاخص دموکراسی در نظر گرفته شود، تجربه تاریخی کشورهای مختلف نشان می‌دهد که انتخابات نمی‌تواند تمامی نتایج حاصل از ساختار نظم با دسترسی آزاد را محقق نماید. برای کارا بودن دموکراسی، انتخابات می‌بایست در محیط نهادی مناسب و ماندگار برگزار شود تا شفافیت و در دسترس بودن اطلاعات و رقابت سیاسی کارا پدید آمده، امکان محدود نمودن و کنترل سیاست‌مداران و حاکمان را داشته باشد. تفاوت انتخابات در حاکمیت‌های طبیعی و دسترسی آزاد نیز در نوع نهادهای موجود در جوامع است؛ به طوری که انتخابات در حاکمیت‌های طبیعی، کارکردهای فوق را به طور نامناسب و ناقص انجام می‌دهد. تفاوت‌های موجود بین این دو نظم، موجب تفاوت تأثیرات انتخابات در جوامع مختلف می‌شود. این تفاوت‌ها نشان می‌دهد که فقط نظم‌های با دسترسی آزاد می‌تواند از دموکراسی به معنای کنترل حاکمان و مقامات رسمی توسط شهروندان حمایت کرده، باعث کنترل فساد شود (نورث و همکاران؛ ۲۰۰۹b: ۶۵).

تأکید نورث و همکارانش بر این است که دموکراسی تنها برگزاری انتخابات نیست بلکه کارآمدی دموکراسی در کاهش فساد که مانع مهمی در برابر توسعه محسوب می‌شود زمانی محقق خواهد شد که مجموعه‌ای از نهادهای سیاسی و اقتصادی از قبیل احزاب، و رسانه‌های آزاد وجود داشته، فعالیت مستقل سیاسی و اقتصادی برای عموم مردم فراهم شود.

ویژگی دیگر موجود در نظم با دسترسی آزاد که باعث می‌شود تا میزان فساد کاهش یابد، اصل برابری حقوقی تمامی افراد در برابر قانون است. برابری در برابر قانون باعث می‌شود تا سازمان‌ها و شرکت‌ها، به دور از دغدغه تعدی‌های گوناگون دولت، به فعالیت خود ادامه دهند. هم‌چنین

تساوی در برابر قانون باعث می‌شود تا قراردادها به درستی اجرا شده، انجام فساد از طریق عدم انجام تعهدات دولت کاهش یابد. باید دقت نمود که برابری حقوقی را نمی‌توان با دستور برقرار نمود چرا که فرمان‌ها به راحتی امکان نقض دارند؛ همین عامل باعث شده است که در دولت‌های با نظم طبیعی، تلاش برای ایجاد برابری حقوقی با شکست مواجه شود. علت این امر دخالت‌های مکرر اعضای ائتلاف غالب در نظام حاکمیتی با نظم طبیعی است؛ که باعث می‌شود در بلندمدت برابری حقوقی معنای اصلی خود را از دست بدهد. لذا جهت جلوگیری از چنین فرآیندی ساختارهای نهادی با ویژگی‌های خاص مورد نیاز است تا اجازه دخالت‌های ائتلاف غالب را ندهد که این امر در عمل در کشورهای دارای نظم طبیعی مشاهده نمی‌شود (عبادی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۵۳-۱۵۱).

با توجه به مباحث فوق بر اساس الگوی نظم اجتماعی نورث و همکارانش تنها با پدید آمدن نظام‌های با دسترسی باز است که فساد در یک کشور کاهش می‌یابد. برای بررسی این مسئله در مورد ایران در ادامه با استفاده از داده‌های آماری مربوط به دو شاخص ادراک فساد[1] و شاخص پالیتی[2] ایران به آزمون نظریه نظم اجتماعی نورث در مورد ایران پرداخته می‌شود.

۵- بررسی وضعیت ایران با توجه به شاخص‌های پالیتی و ادراک فساد

شاخص ادراک فساد، کشورها را بر حسب گستردگی فساد بین مقامات دولتی و سیاست‌مدارانشان رتبه‌بندی می‌کند. به عبارت دیگر میزان شدت گستردگی فساد در بخش عمومی یک کشور با سایر کشورها توسط این شاخص مقایسه می‌شود. این شاخص از سال ۱۹۹۵ توسط سازمان بین‌المللی شفافیت و با همکاری دانشگاه پاساو[3] آلمان به صورت سالانه ارائه می‌شود. این شاخص یک شاخص ترکیبی است و از اجزاء مختلفی از قبیل میزان رشوه، مدت زمان رسیدگی به پرونده و اخذ مجوز برای تولید تشکیل شده است. تعداد این اجزاء در سال‌های مختلف متفاوت بوده است به طوری که در سال ۱۹۹۵ تعداد این اجزاء هفت و در سال‌های بعد به هفده شاخص نیز افزایش یافته است. سازمان بین‌المللی شفافیت دارای دفاتر و شعبه‌هایی در سراسر دنیاست و از طریق این دفاتر اطلاعات مورد نیاز برای تهیه این شاخص فراهم می‌شود. مقدار عددی این شاخص از صفر تا ده است که هر چه میزان این شاخص به عدد ده نزدیک‌تر باشد نشان‌دهنده وجود فساد کمتر در

1. Corruption Perception Index(CPI)
2. Polity Index
3. University Passau

کشور است. در طول زمان به تعداد کشورهایی که شاخص آن‌ها ارائه می‌شود افزوده شده است. به طوری که در سال‌های اولیه تنها شاخص مربوط به هشتاد و هفت کشور ارائه می‌شد اما امروزه شاخص ادراک فساد سالانه صد و هشتاد کشور توسط این سازمان ارائه می‌شود[۱]. شاخص ادراک فساد ایران از سال ۲۰۰۳ توسط سازمان بین‌المللی شفافیت اعلام می‌شود. بررسی شاخص ادراک فساد مربوط به ایران نشان‌دهنده این است که در بین سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۶ (۱۳۹۵-۱۳۸۳)، ایران از لحاظ میزان گستردگی فساد در سطح بالایی قرار داشته است.

بسیاری از پژوهشگران بر این عقیده‌اند که نظم عام (دموکراتیک) مفهوم گسترده‌ای است که به سادگی قابل اندازه‌گیری نیست ولی به هر حال در حال حاضر بهترین شاخص برای بیان نوع نظم اجتماعی حاکم بر جوامع شاخص پالیتی است و برای به دست آوردن شاخصی بهتر باید منتظر تحقیقات آینده ماند (نورث و همکاران، ۲۰۰۹: ۲۶۳). واحد اطلاعات اکونومیست سالانه آماری تحت عنوان شاخص پالیتی را برای کشورهای مختلف دنیا ارائه می‌دهد که نشان‌دهنده وضعیت مردم‌سالاری در کشورهای جهان است. این شاخص یک شاخص ترکیبی متشکل از پنج گروه شاخص اصلی است که در مجموع بر اساس بیش از پنجاه شاخص جزء به وجود می‌آید. پنج شاخص اصلی شیوه انتخابات، تکثرگرایی، آزادی‌های مدنی، مشارکت سیاسی و فرهنگ سیاسی تشکیل‌دهنده شاخص پالیتی است. بر اساس این شاخص وضعیت مردم‌سالاری در کشورهای مختلف از بهترین وضعیت تا وخیم‌ترین آن به چهار نوع مردم‌سالاری کامل، مردم‌سالاری شکننده، شرایط بینابینی (حکومت‌های دوگانه) و حکومت‌های استبدادی تقسیم می‌شود. نورث و همکارانش با یادآوری این نکته که در حال حاضر شاخصی که دقیقاً نوع نظم اجتماعی حاکم بر جوامع را نشان دهد وجود ندارد بر این عقیده‌اند که بهترین شاخصی که بیان‌کننده نوع نظم باشد شاخص پالیتی است؛ به طوری که این محققین در تحقیقاتشان جهت نشان دادن نوع نظم اجتماعی حاکم بر جوامع از این شاخص استفاده نموده‌اند. لذا در تحقیق حاضر نیز از شاخص پالیتی IV به‌عنوان متغیر مستقل استفاده شده است. میزان این شاخص از عدد منفی ده (۱۰-) تا عدد مثبت ده (۱۰+) متغیر است و هرچه میزان این عدد بزرگ‌تر باشد نشانه وجود مردم‌سالاری بیشتر و در نتیجه نظم با دسترسی باز در جامعه است[۲].

---

[۱]. جهت مشاهده اطلاعات و آمار مربوط به کلیه کشورهای دنیا می‌توان به سایت www.transparensy.org مراجعه نمود.

[۲]. جهت بررسی دقیق‌تر می‌توان به سایت بنیاد هریتیج به آدرس www.heritage.org مراجعه نمود. آمارهای ارائه شده توسط این سازمان بین‌المللی نشان می‌دهد که تنها در سال ۲۰۰۳ شاخص پالیتی ایران ۳ بوده، در سال‌های دیگر این شاخص منفی ۶ و منفی ۷ بوده است.

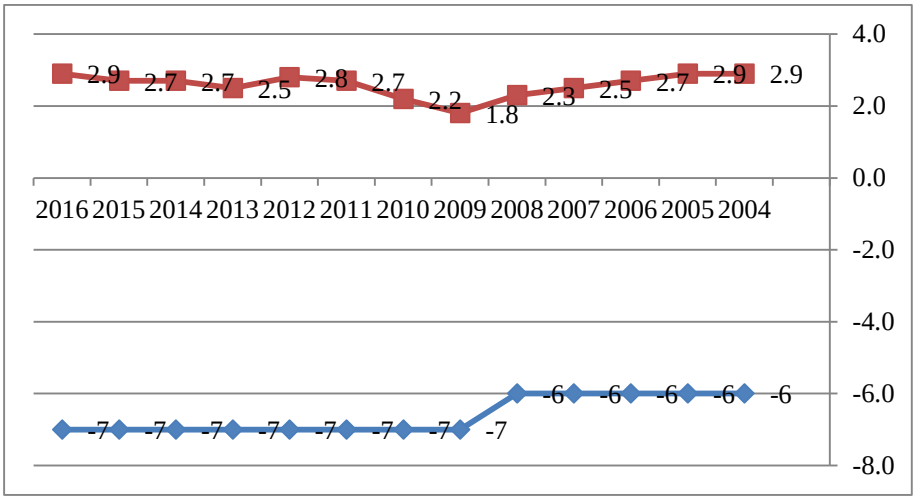
جدول ۱ شاخص‌های ادراک فساد و شاخص پالیتی را برای ایران در بین سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۶ (۱۳۹۵-۱۳۸۳) نمایش می‌دهد. بررسی این آمار نشان‌دهنده این است که شاخص ادراک فساد ایران در تمامی سال‌های ارائه شده در منطقه با گستردگی فساد بالا قرار دارد. سازمان بین‌المللی شفافیت با توجه به میزان عدد شاخص کسب شده توسط کشورها آن‌ها را به سه بخش کشورهای با گستردگی فساد کم، متوسط و زیاد تقسیم‌بندی می‌نماید. کشورهایی که دارای شاخص ادراک فساد کمتر از ۳ باشند به عنوان کشورهای دارای گستردگی زیاد فساد قرار می‌گیرند که کشور ایران در تمامی این سال‌ها در زمره کشورهای با گستردگی فساد زیاد قرارگرفته است. بررسی شاخص پالیتی ایران نشان می‌دهد که بهترین عدد کسب شده، عدد منفی ۶ بوده، در برخی از سال‌های دیگر این شاخص منفی ۷ بوده است[۱]. مطالب بیان شده را می‌توان به صورت خلاصه در نمودار ۱ مشاهده نمود.

جدول ۱: شاخص پالیتی و ادراک فساد و رتبه ایران در سال‌های ۲۰۰۳-۲۰۱۶

سال	شاخص ادراک فساد	رتبه	تعداد کل کشورها	شاخص پالیتی
۲۰۰۴/۱۳۸۳	۲/۹	۸۷	۱۴۶	-۶
۲۰۰۵/۱۳۸۴	۲/۹	۸۸	۱۵۹	-۶
۲۰۰۶/۱۳۸۵	۲/۷	۱۰۵	۱۶۳	-۶
۲۰۰۷/۱۳۸۶	۲/۵	۱۳۱	۱۸۰	-۶
۲۰۰۸/۱۳۸۷	۲/۳	۱۴۱	۱۸۰	-۶
۲۰۰۹/۱۳۸۸	۱/۸	۱۶۸	۱۸۰	-۷
۲۰۱۰/۱۳۸۹	۲/۲	۱۴۶	۱۷۸	-۷
۲۰۱۱/۱۳۹۰	۲/۷	۱۲۰	۱۸۳	-۷
۲۰۱۲/۱۳۹۱	۲/۸	۱۳۳	۱۷۶	-۷
۱۳۹۲/۲۰۱۳	۲/۵	۱۴۴	۱۷۷	-۷
۲۰۱۴/۱۳۹۳	۲/۷	۱۳۶	۱۷۵	-۷
۲۰۱۵/۱۳۹۴	۲/۷	۱۳۰	۱۶۸	-۷
۲۰۱۶/۱۳۹۵	۲/۹	۱۳۱	۱۷۶	-۷

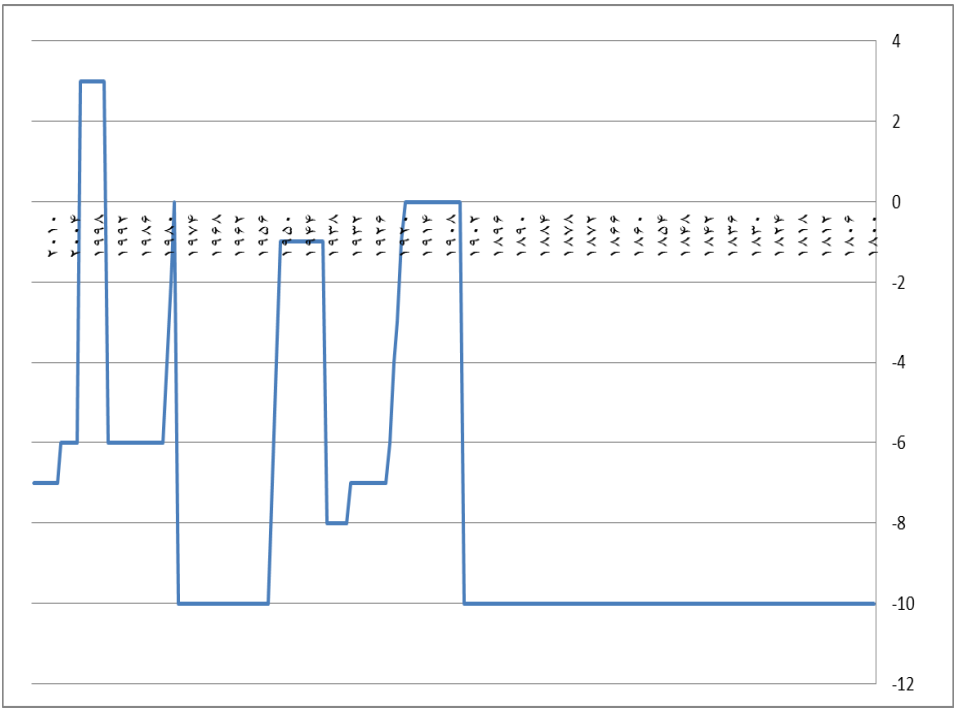
منبع: WWW.TRANSPARENSY.ORG و www.heritage.org

[۱]. جهت بررسی دقیق‌تر می‌توان به سایت بنیاد هریتیج به آدرس www.heritage.org مراجعه نمود.



نمودار ۱: تغییرات شاخص پالیتی و ادراک فساد ایران در سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۱۶

با در نظر گرفتن شاخص پالیتی به عنوان شاخص بیانگر نوع نظم اجتماعی حاکم بر جوامع مشخص می‌شود که به دلیل پایین بودن این شاخص در سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۵ برای ایران، نوع نظم اجتماعی حاکم بر ایران نظم اجتماعی با دسترسی محدود است. این نوع نظم باعث به وجود آمدن فساد در جامعه خواهد بود که شاخص ادراک فساد در ایران در سال‌های مشابه، نشان‌دهنده این واقعیت است. شاخص پالیتی برای کشورهای مختلف دنیا توسط موسسه بین‌المللی هریتیج از سال ۱۸۰۰ میلادی ارائه شده است. بررسی این شاخص برای ایران نشان می‌دهد که تقریبا در تمامی این سال‌ها کشور ایران دارای شاخص پایینی بوده و لذا نوع نظم اجتماعی حاکم بر ایران در تمامی این دوران نظم با دسترسی محدود بوده است. موارد ذکر شده را می‌توان در نمودار ۲ که نشان‌دهنده تغییرات شاخص پالیتی ایران از سال ۱۸۰۰ میلادی است، مشاهده نمود.



نمودار ۲: شاخص پالیتی ایران از سال ۱۸۰۰ میلادی

بررسی این نمودار نشان می‌دهد که گرچه در برخی از سال‌ها شاخص پالیتی ایران به عدد ۳ نیز رسیده است اما در بیشتر این سال‌ها، این شاخص عددی منفی بوده است که از سطح میانگین نیز پایین‌تر است. میانگین شاخص پالیتی ایران از سال ۱۸۰۰ تا سال ۲۰۱۵ برابر با عدد منفی هفت (۷-) بوده است که نشان‌دهنده وجود حاکمیت نظم اجتماعی با دسترسی محدود بر کشور طی این سال‌ها می‌باشد. با توجه به این‌که نظم اجتماعی با دسترسی محدود دارای گستردگی فساد بالاست لذا می‌توان نتیجه گرفت که در این سال‌ها میزان فساد در ایران نیز از گستردگی بالایی برخوردار بوده است.

۶- نتیجه‌گیری

با وجود دو نوع نظم اجتماعی حاکم بر جوامع، با توجه به ویژگی‌های نظم اجتماعی با دسترسی باز، این نوع نظم قادر است تا میزان فساد را در جوامع کنترل نماید. این نتیجه مشخص می‌نماید که برای دستیابی به سیاست‌های ضد فسادی کارآ باید شرایط ایجاد نظم اجتماعی باز برای جوامع مهیا شود. سیاست‌های ضد فساد زمانی کارآ خواهند شد که جامعه را به مرحله گذار از نظم اجتماعی با

دسترسی محدود به سمت نظم اجتماعی با دسترسی باز رهنمون نمایند. حرکت به مرحله گذار نیز به تمهیدات زیر میسر می‌شود.

۱- به‌کارگیری حاکمیت قانون برای همه نخبگان.
۲- به وجود آمدن سازمان‌های نخبگان پاینده در فضای عمومی و خصوصی.
۳- کنترل سیاسی یکپارچه بر نظامیان.

بررسی شاخص‌های پالیتی و ادراک فساد مربوط به ایران نشان می‌دهد که نتیجه حاصل از این تحقیق در مورد ایران نیز صادق است. شاخص پالیتی مربوط به ایران نشان‌دهنده نظم اجتماعی با دسترسی محدود در ایران است که لازمه آن گستردگی فساد بوده که شاخص ادراک فساد ایران، آن را تائید می‌نماید. لذا جهت مبارزه با فساد در ایران می‌بایست شرایط لازم جهت حرکت نظام اجتماعی با دسترسی محدود در ایران به سمت نظام با دسترسی باز فراهم شود.

بررسی شاخص پالیتی برای کشور ایران نشان می‌دهد که میانگین شاخص پالیتی ایران برابر با ۷- است که از سطح میانگین شاخص نیز بسیار پایین‌تر است. میزان عددی شاخص پالیتی ایران نشان‌دهنده این است که نظام حاکم بر ایران از نوع نظم اجتماعی با دسترسی محدود بوده است. با توجه به این‌که نظم اجتماعی با دسترسی محدود دارای گستردگی فساد بالاست لذا می‌توان نتیجه گرفت که در این سال‌ها میزان فساد در ایران نیز از گستردگی بالایی برخوردار بوده است.

۷- پیشنهادها

سیاست‌های متفاوتی برای کنترل و مبارزه با فساد به‌کار گرفته شده است اما این سیاست‌ها اغلب در عمل توفیقاتی کسب ننموده‌اند. پیشنهاد می‌شود تا با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق، جهت کنترل و مدیریت فساد در جوامع، شرایط برای تحقق نظم اجتماعی با دسترسی باز فراهم آید. **دست نامرئی** نظم با دسترسی باز خود به‌گونه‌ای عمل خواهد نمود که فساد به ندرت اتفاق افتد. با توجه به این که دست‌یابی به دوران گذار و رسیدن به نظم اجتماعی با دسترسی باز از طریق دسترسی باز به اقتصاد و از آن طریق به سیاست عملی است لذا باید به‌گونه‌ای سیاست‌گذاری نمود تا دسترسی باز برای فعالیت‌های اقتصادی فراهم شده، شرایط برای به وجود آمدن تخریب خلاق شومپیتری فراهم شود.

با توجه به این‌که شاخص‌های بیانگر میزان فساد دارای قدمت چندانی نیستند پیشنهاد می‌شود که جهت بررسی میزان گستردگی فساد در دوره‌های زمانی گذشته، از ویژگی‌های نظم‌های حاکم بر

ایران در دوره زمانی مورد بحث استفاده شود. در صورتی که جوامع در آن دوره‌های زمانی دارای نظم با دسترسی محدود بوده باشند نشان دهنده میزان گستردگی فساد خواهد بود. نویسنده در تلاش است تا مقاله‌ای با چنین رویکردی برای ایران از سال ۱۳۰۰ هجری شمسی تهیه نماید.

منابع و مآخذ

۱. اوغلو، عجم. و رابینسون، جیمز (۱۳۹۴). *چرا ملت‌ها شکست می‌خورند؟*. محسن میردامادی و محمدحسین نعیمی پور؛ چاپ سوم، تهران، انتشارات روزنه.

۲. چنگ، هاجون (۱۳۹۲). *نیکوکاران نابکار*. میرمحمود نبوی و مهرداد (خلیل) شهابی؛ تهران، انتشارات آمه.

۳. راغفر، حسین (۱۳۹۲). *دولت، فساد و فرصت‌های اجتماعی*، چاپ دوم، تهران، نقش و نگار.

۴. رضاقلی، علی (۱۳۸۵). "نهادهای غارتی در اقتصاد ایران، (اگر نورث ایرانی بود)". اقتصاد و جامعه ۲(۷).

۵. رونالد، اچ. کوز (۱۳۸۵). "ساختار نهادی تولید". محمود کاظمیان؛ فصلنامه موسسه مطالعات دین و اقتصاد (۲): ۱۸-۶.

۶. طیب نیا، علی. و نیکونسبتی، علی (۱۳۹۲). "نهادها و رشد اقتصادی". فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه (۱): ۱۳۳-۱۰۹.

۷. عبادی، جعفر. متوسلی، محمود. و نیکونسبتی، علی (۱۳۹۵). *توسعه و دموکراسی؛ دلالت‌های آن برای ایران*، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

۸. لمبسدروف، جان گراف (۱۳۸۹). "علل و پیامدهای فساد". فرشاد مؤمنی و مرضیه پاک‌طینت؛ اقتصاد و جامعه، موسسه مطالعات دین و اقتصاد (۲۵ و ۲۶): ۲۲۹-۱۶۵.

۹. متوسلی، محمود. و نیکونسبتی، علی (۱۳۹۵). *نهادها و توسعه*، تهران، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).

۱۰. متوسلی، محمود. و همکاران (۱۳۸۹). *اقتصاد نهادی: پیشگامان نهادگرایی که علم اقتصاد را متحول کردند*، تهران، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع) (چاپ اول).

۱۱. نورث، داگلاس (الف ۱۳۸۵). *نهادها و تغییرات نهادی و توسعه اقتصادی*. محمدرضا معینی؛ تهران، انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (چاپ دوم).

۱۲. نورث، داگلاس (ب ۱۳۸۵). "اقتصاد نهادی نوین و توسعه". فرشاد مؤمنی؛ تهران، اقتصاد سیاسی؛ تحول همه‌جانبه ۱(۱).

۱۳. نورث، داگلاس. والیس، جان. و وینگاست، باری (۱۳۸۵). "چارچوب مفهومی برای تفسیر تاریخ مکتوب بشری". جعفر خیرخواهان؛ فصلنامه موسسه مطالعات دین و اقتصاد (۳): ۱۵۲-۹۲.

۱۴. نورث، داگلاس. والیس، جان. وب، استیون. و وینگاست، باری (۱۳۹۵). *در سایه خشونت*. محسن میردامادی ومحمد حسین نعیمی پور؛ تهران، انتشارات روزنه، چاپ دوم.

۱۵. یوسفی، محمدقلی (۱۳۸۹). "فساد و توسعه". جامعه و اقتصاد، موسسه مطالعات دین و اقتصاد (۲۵ و ۲۶): ۲۲۹ - ۲۲۷.

16. Acemoghlul, D. & Robinson, J. A. (2010). "The Role of Institutions in Grow and Development". Review of Economics and Institutions **1**(2): 1-33.
17. Ackerman, Rose. S. (2012). *International Handbook on the Economics of Corruption*, Volume2. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
18. Jong, E.D. (2011). "Culture, Institutions and Economic Growth". Journal of Institutional Economics **7**(4): 523-527.
19. Khan, M. (2001). "The New Political Economy of Corruption". In Fine, B. Lapavistas, C. Pincus, J. Development Policy in the Twenty-First Century: Beyond the Washington Consensus. London: Routledge.
20. Lambsdorff. G. Taube, M. and Schramm, M. (2005). "The New Institutional Economics of Corruption". British Library Cataloguing in Publication Data, Published in the Taylor.
21. Langseth, P. and Stapenhurst, R. (1997). "National Integrity System Country Studies". EDI Working Paper Washington DC: World Bank Economic Development Institute.
22. Mauro, P. (1995). "Corruption and Growth". Quarterly Journal of Economics 110: 681-712.
23. North, D.C. (2003). "Understanding the Process of Economic Change". Institutional Barries to Economic Change. *Mercatus Center at George Mason University*.
24. North, D.C. Wallis, J. Joseph, W. & Barry, R. (2009b). "Violence and the Rise of Open-Access Orders". Journal of Democracy **20**(1): 137-158.
25. Persson, T. Tabellini, G. and Trebbi, F. (2003). "Electoral Rules and Corruption". Journal of the European Economic Association **1**(4): 958-989.
26. Rodrick, D. (2008). "Thinking About Governance In: Governance Growing and Development Decision-Making". World Bank 17-25.
27. Rodrick, D. (2010). "Diagnostics before Prescription". Journal of Economic Perspective **24**(3): 33-34.
28. Schweitzer, H. (2005). "Corruption – Its Spread and Decline". Seminar for Oriental Languages and Sociology University of Bonn, Bonn, Germany. Study. Public Choice 146: 23-41. 2011.
29. Tanzi, V. and Davoodi, H. (2001). "Corruption, Growth and Public Finance". In: Political Economy of Corruption, ed. bya. k.jain (London: Routlege): 89-110.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

تأثیر اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر رشد اقتصادی با توجه به سطح درآمد استان‌ها

حمید ذوالقدر[۱]
حسین اصغرپور[۲]
محسن پورعبادالهان[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۷/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۱/۲۱

چکیده

رشد تولید ناخالص داخلی در هر نظام اقتصادی به میزان سرمایه‌گذاری در آن بستگی دارد که بانک‌ها نقش عمده‌ای در تأمین منابع مالی مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری دارند. از این رو، هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن سطح درآمد استان‌ها است. برای سنجش نقش سطح درآمد در میزان اثرگذاری اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی، استان‌های مورد مطالعه به دو گروه با درآمد بالا و پایین تقسیم شده است. مدل اقتصاد سنجی با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۰ استان طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۵ با بهره‌گیری از پانل پویا تخمین زده شده است. نتایج نشان داد که اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر رشد اقتصادی استان‌ها تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد. اثرگذاری اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی استان‌های کم درآمد در مقایسه با استان‌های با درآمد بالا بیشتر است و سطح درآمد مناطق در جهت‌دهی اعتبارات بانکی با هدف ارتقاء رشد اقتصادی نقش موثری دارد. همچنین تأثیر متغیرهای توضیحی سرمایه انسانی، نرخ شهرنشینی و مخارج جاری دولت بر رشد اقتصادی کل استان‌ها مثبت و معنی‌دار بوده است.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی استان‌ها، اعتبارات بانکی، سطح درآمد، پانل دیتای پویا.

Keyword: Provinces Economic Growth, Bank Credit, Level of Income, Dynamic Panel Data.

JEL Classification: O4, E58, O18, C23.

[۱]. دکتری اقتصاد پولی و مالی، دانشگاه تبریز Hamidzolghadr10@gmail.com
[۲]. استاد دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول) Asgharpurh@gmail.com
[۳]. دانشیار دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز mohsen_p51@hotmail.com

۱- مقدمه

مهم‌ترین موضوع اقتصادی مورد بحث در چند دهه اخیر، مسئله رشد اقتصادی بوده است. دستیابی به رشد اقتصادی پایدار با افزایش درآمد ملی و ایجاد اشتغال از اهداف اساسی دولت‌ها در هر کشوری است. یکی از عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، اعتبارات بانکی است که از طریق ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری برای تولیدکنندگان موجب رشد و توسعه اقتصاد می‌شود. افزایش سرمایه‌گذاری خود به جمع‌آوری سپرده‌ها و پس‌اندازهای افراد جامعه در سیستم بانکی منوط است (بهرامی و همکاران، ۱۳۹۱). از این رو، بانک‌ها با اعطای اعتبارات بر بخش‌های مختلف اقتصادی نقش تعیین‌کننده‌ای در رشد و توسعه اقتصاد هر کشوری دارند.

امروزه رشد اقتصادی، افزایش رفاه و بهبود اشتغال در هر کشور به میزان سرمایه‌گذاری در آن بستگی دارد که بانک‌ها در تحقق آن از طریق تأمین مالی نقش اساسی ایفا می‌کنند. بانک‌ها در کنار بورس و بیمه، سه جزء اصلی تشکیل دهنده نظام مالی در هر کشور هستند. این نهاد مالی به دلیل تجهیز پس‌اندازهای پراکنده جامعه و تخصیص آن میان فعالیت‌های اقتصادی سودآور در نظام اقتصادی کشور از جایگاه حائز اهمیتی برخوردار است (دلخواه و همکاران، ۱۳۹۰). در واقع، بانک‌ها با جمع‌آوری پس‌اندازهای کوچک و قرار دادن آن در اختیار سرمایه‌گذاران، زمینه لازم را برای افزایش سرمایه‌گذاری و در نهایت رشد اقتصادی از طریق تأمین نهاده‌های مختلف تولیدی همچون نیروی کار، سرمایه، فناوری و نیز مواد اولیه فراهم می‌کنند.

تأمین منابع مالی مورد نیاز از طریق سیستم بانکی در کشورهای در حال توسعه به دلایل عدم شهرت واحدهای تولید (کوچک بودن واحدهای تولیدی برای تأمین مالی از بورس) و همچنین عدم توسعه‌یافتگی بازارهای مالی کاربرد بیشتری دارد (محرابیان و شفائی، ۱۳۸۹). به طوری که امروز اکثریت حمایت‌های مالی دولت از بخش‌های اقتصادی از طریق اعطای وام صورت می‌گیرد که نمونه آن تشکیل ستاد رفع موانع تولید در استان‌ها بوده است. هدف این ستاد رفع موانع تولید از قبیل کمبود نقدینگی از کانال اعطای اعتبارات بانکی باصرفه است که با توجه به توانمندی استان‌ها برای هر استان منابع مالی مجزایی اختصاص می‌دهند. مسئله دیگری که مطرح می‌باشد، چگونگی تأثیرگذاری تسهیلات اعطایی بانک‌ها بر رشد اقتصادی استان‌ها با توجه به سطح درآمدآن‌ها است. چرا که انتظار می‌رود به دلیل وجود ظرفیت و توانمندی مختلف در مناطق و با تغییر سطح درآمد سرانه آن‌ها، اثرگذاری اعتبارات اعطایی توسط بانک‌ها بر رشد اقتصادی متفاوت باشد و سطح درآمد به عنوان عامل تعیین‌کننده در اثرگذاری اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی مطرح شود. هر

چند تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی موضوع تحقیقات متعدد بوده است که برای نمونه می‌توان به مطالعات سعیدی (۱۳۸۸)، محرابیان و شفائی (۱۳۸۹)، بهرامی و همکاران (۱۳۹۱) و محمدنژاد و همکاران (۱۳۹۴) اشاره نمود؛ اما در این مطالعات رابطه اعتبارات بانکی و رشد اقتصادی به صورت بین استانی بررسی نشده، همچنین اثرگذاری اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی با توجه به سطح درآمد استان‌ها به صورت مقایسه‌ای در مطالعات داخلی مورد تجزیه و تحلیل واقع نشده است. این در حالی است که تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی بسته به قلمرو مکانی و زمانی و نیز تکنیک‌های اقتصاد سنجی مورد استفاده، متفاوت بوده است. بر این اساس در ادامه به ادبیات تحقیق، روش تحقیق، تخمین و تحلیل مدل و جمع‌بندی و نتیجه‌گیری موضوع مورد بررسی پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

۲-۱- اعتبارات بانکی و رشد اقتصادی

عدم انتقال پس‌اندازهای واحدهای دارای مازاد به واحدهای دارای کسری جهت تولید و سرمایه‌گذاری از مشکلات اساسی اقتصاد کشورهای در حال توسعه است. بحران‌های اخیر اقتصادی نشان داد که یکی از مهم‌ترین بخش‌های هر اقتصادی بخش مالی آن است. بانک‌ها به عنوان موسسات مالی و خدماتی در جامعه نقش واسطه مالی را میان سپرده‌گذاران و گیرندگان وام و تسهیلات بازی می‌کنند. با مرور بر نظریات اولیه اقتصاد مشخص می‌شود که واسطه‌های مالی برای شکل‌گیری ارتباط بین پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران در اقتصاد پدید آمدند (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۳). مشکین[1] (۱۹۹۹) معتقد است که اگر واسطه‌های مالی در انتقال وجوه سپرده‌گذاران به سرمایه‌گذاران خوب عمل نکنند آن‌گاه کارایی سیستم اقتصادی نیز کاهش می‌یابد و رشد اقتصادی با مانع مواجه می‌شود (خوشنودی و همکاران، ۱۳۹۱). در این راستا هامیلتون[2] (۱۹۷۱) استدلال می‌کند که بانک‌ها بهترین موتورهایی بودند که برای رشد اقتصادی طراحی شدند. در مقابل، برخی محققان حضور بانک‌ها و واسطه‌های مالی در اقتصاد را مضر دانسته و معتقدند که واسطه‌های مالی بر رشد اقتصادی کشورها تأثیر منفی دارند. دیدگاه سوم، جهت علیت را از سمت رشد اقتصادی به طرف واسطه‌گری مالی می‌داند؛ به عبارت دیگر این

[1]. Mishkin (1999)
[2]. Hamilton (1971)

دیدگاه رشد اقتصادی بالاتر را عامل گسترش فعالیت مالی بیان می‌کند (لوین و همکاران[1]، ۲۰۰۰). لوین (۱۹۹۷) پنج مسیر را شناسایی کرد که واسطه‌های مالی از طریق آن کانال‌ها می‌توانند رشد اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند. این کانال‌ها عبارتند از: فراهم کردن اطلاعات پیش از اجرای طرح، نظارت بر سرمایه‌گذاری، مدیریت بهتر ریسک، جابجایی پس‌انداز و تسهیل مبادلات کالا و خدمات (فریکزاس و روچت[2]، ۲۰۰۸). این کانال‌ها از طریق انباشت سرمایه و ابداعات فناوری جدید بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند (سعیدی، ۱۳۸۸).

گورلی و شو[3] (۱۹۶۰) بیان می‌کنند که بانک‌ها برای تبدیل سپرده‌های با سررسیدهای کوتاه‌مدت به وام‌های با سررسید طولانی به وجود آمدند که در واقع نقش تبدیل‌کنندگان دارایی را دارند. جایاراتن و استران[4] (۱۹۹۶) و بک و همکاران[5] (۲۰۰۰) نشان دادند که رشد اقتصادی بیش از هر عامل دیگر از رشد نهاده‌ها و رشد بهروری کل عوامل تولید ناشی می‌شود که واسطه‌ها و بازار مالی در تحریک رشد نهاده‌ها و بهره‌وری کل عوامل تولید نقش اساسی دارند (بک و همکاران، ۲۰۰۰). بکسی و وانگ[6] (۱۹۹۷) معتقدند که واسطه‌های مالی با کاهش هزینه مبادلاتی و حذف اثر منفی اطلاعات نامتقارن در اقتصاد عملکرد اقتصاد بازار را بهبود می‌بخشند و منابع مالی را به سمت پروژه‌های سرمایه‌گذاری با بازدهی بالا هدایت می‌کنند. این عمل منجر به رشد اقتصادی بیشتر می‌شود (دیاموند[7]، ۱۹۸۳-۱۹۹۱؛ لوین و همکاران، ۲۰۰۰). هریسون و همکاران[8] (۱۹۹۹) مدل‌هایی را توسعه دادند که واسطه‌های مالی جریان مالی منابع را از پس‌اندازکنندگان به سرمایه‌گذاران در حضور عدم تقارن اطلاعات تسهیل نموده و منجر به تسریع رشد اقتصادی می‌شوند (ابوترابی و همکاران، ۱۳۹۳).

اقتصاددانان نظریات متعددی در مورد رشد اقتصادی بیان داشته‌اند که از جمله آن‌ها نظریه رشد درون‌زا است. این مدل قادر به پاسخ‌گویی به تفاوت‌های موجود در سطح رشد اقتصادی کشورها است. پاگو[9] (۱۹۹۳) بیان می‌کند که با شکل‌گیری مدل‌های رشد درون‌زا، می‌توان رابطه علی از سوی توسعه مالی بر رشد اقتصادی را توجیه کرد (نظیفی، ۱۳۸۳). بخشی از نظریات درون‌زا به

1. Levine (2000)
2. Freixas & Rochet (2008)
3. Gurley and Shaw (1960)
4. Jayaratne and Strahan (1996)
5. Beck (2000)
6. Becsi and Wang (1997)
7. Diamond (1983-1991)
8. Harrison (1999)
9. Pago (1993)

رابطه بازار مالی و رشد اقتصادی تمرکز دارند و با الگوگیری از نظریه شومپیتر برای نشان دادن ارتباط درونی بین نوآوری و مقوله مالی در فرآیند رشد اقتصادی مدل‌هایی را ارائه نمودند. در الگوی رشد درون‌زا کارکرد مالی از دو مجرای نرخ انباشت سرمایه و نرخ نوآوری‌های فناوری بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد (امام‌وردی و همکاران، ۱۳۹۰). در واقع بخش بانکی با جمع‌آوری منابع مازاد کمک می‌کند تا این اعتبارات در دسترس سرمایه‌گذارانی قرار گیرد که ایده‌های درخشان دارند، ولی فاقد سرمایه لازم برای اجرای ایده هستند (بهرامی و همکاران، ۱۳۹۱).

از جمله الگوها و مدل‌هایی که رابطه اعتبارات یا وام‌دهی بانک‌ها را با رشد اقتصادی بررسی کردند می‌توان به مدل‌های توسعه مالی مک‌کینون[1]- شاو[2] (۱۹۷۳) و مدل رشد کاپو[3]- ماسیسون[4] (۱۹۷۴ و ۱۹۸۰) اشاره کرد. از نظر آن‌ها موسسات مالی نقش واسطه‌گری را بین پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران ایفا می‌کنند به طوری که میزان پس‌انداز در نرخ رشد اقتصادی معین، تابعی مثبت از نرخ بهره حقیقی است. شاو (۱۹۷۳) اضافه می‌کند که واسطه مالی از یک سو بازده حقیقی پس‌اندازکنندگان را افزایش می‌دهد و از سوی دیگر هزینه حقیقی سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد (شاو، ۱۹۷۳؛ به نقل از سیفی‌پور، ۱۳۸۹). همچنین کاپو و ماسیسون در یک اقتصاد در حال توسعه، نقش واسطه‌های مالی را بر رشد اقتصادی مدل‌سازی می‌کنند که مازاد عرضه نیروی کار در آن وجود دارد و تابع تولید کل آن به صورت زیر است:

$$Y = \sigma K \qquad (۱)$$

که در آن Y: تولید حقیقی و K: مجموع سرمایه ثابت استفاده شده و سرمایه در گردش است. سرمایه ثابت استفاده شده به نسبت ثابتی با سرمایه در گردش ترکیب می‌شود. نسبت سرمایه ثابت استفاده شده به کل سرمایه استفاده شده، با α و نسبت سرمایه در گردش به کل سرمایه استفاده شده به صورت ($1-\alpha$) نشان داده می‌شود. نسبت سرمایه به تولید در مدل کاپو-ماسیسون ثابت در نظر گرفته شده است (احسانی، ۱۳۸۴). کاپو (۱۹۷۴) فرض می‌کند که بخشی از سرمایه ثابت در اقتصاد بدون استفاده است به این ترتیب، مقدار سرمایه در گردش، نقش تعیین‌کننده را در سطح تولید دارد که بانک‌ها بخش ثابتی از سرمایه‌های استهلاک شده را با اعطای اعتبارات جبران کرده

1. Mackinnon
2. Shaw
3. Kapur
4. Mathieson

و موجب تداوم در گردش سرمایه می‌شوند (دمتریدز و حسین[1]، ۱۹۹۶). افزایش خالص در سرمایه در گردش، تنها از طریق اعتبارات بانکی صورت می‌گیرد، در دوره‌های بعدی، سرمایه‌گذاران (کارآفرینان) معادل θ از وام بانکی را باز پرداخت می‌کنند. اگر کل سرمایه در گردش در هر دوره به طور کامل مورد استفاده قرار گیرد، مقدار اعتبارات بانکی لازم (به ارزش اسمی) برای حفظ سرمایه در گردش در سطح ثابت، معادل $\Delta p\theta(1-\alpha)K$ است که Δp نشان‌دهنده تغییر در سطح قیمت‌ها است. افزایش خالص در کل سرمایه استفاده شده را می‌توان به صورت زیر نشان داد (کاپو، ۱۹۷۴):

$$\Delta K = \frac{1}{(1-\alpha)}\left[\frac{\Delta L - \Delta p\theta(1-\alpha)K}{P}\right] \qquad (۲)$$

که در آن ΔL افزایش اسمی در وام‌های بانکی است. روابط (۱) و (۲) دلالت می‌کنند که تغییر حقیقی در عرضه اعتبارات بانکی بر روی نرخ رشد اقتصادی موثر است. فرض می‌شود که مردم پول بانکی نگهداری نمایند. دارایی‌های بانک به صورت ذخیره قانونی معادل با C و وام‌های اعطایی است. به طوری که $q = \frac{C}{M}$ نسبت ذخیره قانونی به حجم پول، و $1-q = \frac{L}{M}$ نسبت اعتبارات بانکی به حجم پول است. همچنین بانک مرکزی از طریق کنترل رشد اسمی پول پایه، می‌تواند نرخ رشد اعتبارات بانکی و سپرده را کنترل کند:

$$\frac{\Delta C}{C} = \frac{\Delta L}{L} = \frac{\Delta M}{M} = \mu \qquad (۳)$$

با جایگزینی: $\pi = \frac{\Delta P}{P}$، $\mu = \frac{\Delta M}{M}$ و $qM = L$ در رابطه (۲) خواهیم داشت:

$$\Delta K = \frac{1}{(1-\alpha)}\left[\mu q\frac{M}{P} - \pi\theta(1-\alpha)K\right] \qquad (۴)$$

با توجه به این‌که $\frac{Y}{K} = \sigma$ و $\frac{\Delta K}{K} = \frac{\Delta Y}{Y} = \delta$، می‌توان رابطه (۴) را به صورت نرخ رشد اقتصادی تصریح کرد که به صورت زیر است:

$$\delta = \mu\frac{M}{PY}.\frac{\sigma q}{(1-\alpha)} - \pi\theta \qquad (۵)$$

[1]. Demetriadesand Hussein (1996)

رابطه (۵) نشان می‌دهد که نرخ رشد اقتصادی تابعی از نرخ رشد پول μ، نسبت تولید به سرمایه σ، نسبت وام به حجم پول و نسبت سرمایه ثابت استفاده شده به سرمایه در گردش α است. عرضه اعتبارات بانکی حقیقی برای افزایش سرمایه در گردش متغیر کلیدی و موثر بر نرخ رشد اقتصادی است (کاپو، ۱۹۷۳؛ به نقل از احسانی، ۱۳۸۴).

۲-۲- اعتبارات بانکی و درجه توسعه‌یافتگی مناطق

ناهمگنی در مناطق عواقب اقتصادی و اجتماعی زیادی از قبیل مهاجرت، کاهش تولید و سایر بحران‌ها را در بر دارد. از این رو، رشد متوازن مناطق از اهداف اساسی دولت در هر کشوری است. آن‌چه که مسلم است، ناهمگنی و نابرابری در مناطق از عوامل گوناگونی ناشی می‌شود این عوامل می‌تواند انسانی، جغرافیایی، عدم دسترسی به منابع مالی، عدم دسترسی به تکنولوژی، دوری از مرکز و غیره باشد. برخی اقتصاددانان بر این عقیده‌اند که تفاوت اقتصادهای مناطق ناشی از وجود تکنولوژی در مناطق توسعه‌یافته نیست بلکه میزان توسعه‌یافتگی مناطق از وجود بازارهای مالی یکپارچه و گسترده در آن‌ها نشأت می‌گیرد (امام‌وردی و همکاران، ۱۳۹۰). بر این اساس، یکی از فاکتورهای اساسی که در توسعه‌یافتگی مناطق می‌تواند نقش داشته باشد، میزان توسعه‌یافتگی موسسات مالی و پولی در آن منطقه است؛ چرا که برای داشتن مناطق همگن و رشد متوازن، تزریق منابع مالی در راستای ایجاد زیرساخت‌ها در مناطق کمتر توسعه‌یافته ضروت می‌نماید (پنگ و همکاران[1]، ۲۰۱۰).

یکی از کانال‌های انتقال منابع مالی به مناطق کمتر توسعه‌یافته برای تحریک رشد اقتصادی، روش تأمین مالی غیر مستقیم یا همان بانک‌ها است که می‌توانند با اعطای اعتبارات در این مناطق نابرابری را کاهش دهند. یانگ و لی[2] (۲۰۰۴) اذعان می‌دارند که به کارگیری سیاست همسان در توزیع اعتبارات در مناطق مختلف منجر به رشد برابر مناطق می‌شود و در غیر این صورت تبعیض و شکاف منطقه‌ای رخ خواهد داد. محققان دیگر چون ینگ[3] (۲۰۰۰)، دمورگر و همکاران[4] (۲۰۰۲) و هو[5] (۲۰۰۶) نشان دادند که توزیع نابرابر اعتبارات موجب نابرابری مناطق شده است (پنگ و همکاران، ۲۰۱۰).

1. Peng (2010)
2. Yang and Li (2004)
3. Ying (2000)
4. Demurger (2002)
5. Hao (2006)

برخی محققان معتقدند در چگونگی دسترسی به اعتبارات بانکی توسط افراد ساکن در مناطق کمتر توسعه‌یافته نیز مشکلاتی از قبیل هزینه اخذ وام (نرخ بهره) و ارائه تضمین (وثیقه) وجود دارد که اهمیت مالکیت بانکی را بیشتر نمایان می‌کند. بانک‌های دولتی به خاطر داشتن اهداف اقتصادی (مانند ایجاد رشد متوازن)، اهداف اجتماعی، ملاحظات سیاسی برای اخذ وام محدودیت کمتری قائل می‌شوند. پنگ و همکاران (۲۰۱۰) بیان می‌کنند که توزیع بانک‌ها و موسسات مالی در مناطق کمتر توسعه‌یافته منجر به کاهش نابرابری مناطق می‌شود. در این بین بانک‌های دولتی با اعطای اعتبارات می‌توانند در کاهش ناهمگنی منطقه‌ای نسبت به بانک‌های دیگر موثرتر باشند. در مقابل، اوندر و اوزی‌ایلدرم[1] (۲۰۱۰) به صورت تجربی نشان دادند که اعتبارات پرداخت شده توسط بانک‌های دولتی بر رشد اقتصادی مناطق توسعه‌یافته موثر بوده و در رشد اقتصادی مناطق کمتر توسعه‌یافته نقشی ندارد (اوندر و اوزی‌ایلدرم، ۲۰۱۳ و ۲۰۱۰).

۳- پیشینه تحقیق

۳-۱- مطالعات خارجی

لوین و همکاران (۲۰۰۰) ابتدا اثر توسعه‌یافتگی واسطه‌های مالی را بر رشد اقتصادی با استفاده از روش پانل دیتای پویا بررسی کردند و سپس به صورت بین کشوری علت سطح متفاوت توسعه‌یافتگی واسطه‌های مالی را بر اساس قوانین و سیستم حسابداری هر کشور بررسی نمودند. نتایج بیانگر تأثیر مثبت توسعه واسطه‌های مالی بر رشد اقتصادی بود. لیانگ[2] (۲۰۰۶) نقش تعمق توسعه مالی را بر سرعت رشد اقتصادی استان‌های چین با استفاده از روش اقتصاد سنجی پانل دیتای پویا مورد بررسی قرار داد. نتایج این پژوهش نشان داد که توسعه مالی به صورت معنی‌دار بر رشد اقتصادی استان‌های ساحلی موثر بوده به طوری که توسعه مالی ضعیف در استان‌های داخلی می‌تواند به رشد نامتوازن و ناهمگن مناطق دامن بزند. پنگ و همکاران (۲۰۱۰) رابطه بین توسعه مالی منطقه‌ای (بانک‌های دولتی و تعاونی‌های اعتباری) و نابرابری منطقه‌ای را با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و هم انباشتگی طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۸۶ بررسی کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که نابرابری در توزیع موسسات مالی موجب ناهمگنی در رشد مناطق شده است.

[1]. Onder and Ozyıldırım (2010)
[2]. Liang (2006)

علاوه بر این وام‌دهی تعاونی‌های اعتباری نسبت به وام‌دهی بانک‌های دولتی بیشتر در کاهش نابرابری منطقه‌ای و ایجاد رشد متوازن موثر هستند.

نیبا[1] (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های دست دوم (گزارش سالانه و کتابچه‌های آماری) و با رویکرد تحلیل‌های توصیفی، نقش بانک‌های تجاری را در رشد اقتصادی کامرون بررسی نمود. نتایج این مطالعه نشان داد که بانک‌های تجاری بر رشد اقتصادی کامرون تأثیر مثبت دارند. کندال[2] (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های رشد اقتصادی در سطح مناطق، ارتباط بین توسعه بخش بانکی و سرمایه انسانی را در ۲۰۹ منطقه و در ۹ ایالت کشور هند طی دو مقطع زمانی ۱۹۹۲-۱۹۹۱ و ۲۰۰۱-۲۰۰۰ مورد بررسی قرار داد. نتایج این پژوهش نشان داد که محدودیت مالی در مناطق ناشی از عدم توسعه بانکداری منطقه است.

سری‌راما موری و همکاران[3] (۲۰۱۲) تأثیر بلندمدت اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی کشور اتیوپی را با استفاده از روش همگرایی یوهانسون طی دوره ۲۰۱۱- ۱۹۷۱ آزمون کردند. نتایج رابطه مثبت معنی‌دار بین اعتبارات اعطایی و رشد اقتصادی را نشان داد. کجوزوسکی[4] (۲۰۱۳) به صورت تجربی رابطه بین توسعه بخش بانکی (شاخص میزان اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی) و رشد اقتصادی را در ۱۶ کشور مرکزی و جنوب شرقی اروپا با استفاده از روش اقتصادسنجی پانل دیتا طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۵ مطالعه کرد. یافته‌های این پژوهش نشان داد که اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد.

اوندر و اوزی‌ایلدرم (۲۰۱۳) نقش اعتبارات اعطایی بانک‌های دولتی و خصوصی را بر رشد اقتصادی استان‌های کشور ترکیه در دو سطح (استان‌های توسعه‌یافته و کمتر توسعه) با استفاده از روش اقتصادسنجی پانل دیتا در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۲ مطالعه کردند. نتایج این تحقیق نشان داد که سهم اعطای اعتبارات بانک‌های دولتی در سال‌های انتخاباتی و بحران اقتصادی نسبت به سال‌های دیگر به صورت معنادار بالا بوده است به طوری که سرانه اعتبارات اعطایی بانک‌های دولتی در دوره رکود اقتصادی بر رشد اقتصادی همه استان‌های کشور ترکیه تأثیر مثبت دارد. بر اساس یافته‌های این تحقیق، تأثیر اعتبارات بانک‌های دولتی با ارتقاء سطح توسعه یافتگی مناطق افزایش می‌یابد.

---

1. Niba (2011)
2. Kendall (2012)
3. Sreerama Murty (2012)
4. Kjosevski (2013)

امچتای و آی‌بی‌ای[1] (۲۰۱۴) تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی در کشور نیجریه را با استفاده از روش اقتصاد سنجی VAR طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۶۰ آزمون کردند. در این پژوهش از نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی و M_2 نسبت به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص مالی و یا عمق مالی استفاده شده است. نتایج نشان داد که شاخص‌های در نظر گرفته شده بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارند.کورکماز[2] (۲۰۱۵) تأثیر اعتبارات اعطایی بانک‌ها را بر متغیرهای کلان از قبیل تورم و رشد اقتصادی طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۶ با استفاده از روش پانل دیتا در ۱۰ کشور منتخب اروپا مورد بررسی قرار داد. نتایج این پژوهش نشان داد که اعتبارات اعطایی بانک بر رشد اقتصادی ۱۰ کشور اروپا موثر بوده، ولی بر سطح تورم آن‌ها تأثیری ندارد.

آنانزه[3] (۲۰۱۶) به بررسی رابطه بین اعتبارات بانکی و رشد اقتصادی در بخش‌های مختلف کشور اردن[4] طی دوره ۲۰۱۴ -۱۹۹۳ با استفاده از روش‌های مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و علیت گرنجر پرداخت. یافته‌های وی حاکی از رابطه بلندمدت بین متغیرها بود به طوری که میزان اعتبارات اعطایی کل و اعتبارات اعطایی به بخش کشاورزی، صنعت، ساخت و ساز و گردشگری تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی اردن دارند.

دیالو و آل تی‌تی[5] (۲۰۱۷) رابطه بین رشد اقتصادی مناطق و دسترسی به اعتبارات بانکی را در ۱۸ کشور اروپا به صورت تئوری و تجربی مطالعه کردند. آن‌ها با فرض وجود رقابت انحصاری بین محصولات متمایز سیستم بانک‌ها از مدل رشد اسچام‌ترین[6] استفاده کردند. نتایج این تحقیق نشان داد که دسترسی به اعتبارات تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی مناطق دارد. همچنین نشان دادند که دسترسی بیشتر به اعتبارات برای ایجاد رشد توأم با نوآوری اهمیت به‌سزایی دارد. برای تحقق این مهم ضروری است که دسترسی نوآوران به اعتبارات اعطایی بیشتر شود و نرخ بهره بانکی کاهش یابد.

1. Emecheta and Ibe (2014)
2. Korkmaz (2015)
3. Ananzeh (2016)
4. Jordan
5. Diallo and Al-Titi (2017)
6. Schumpeterian

۳-۲- مطالعات داخلی

سعیدی (۱۳۸۸) نقش تسهیلات شبکه بانکی بر رشد و توسعه استان گلستان را با استفاده از مدل اقتصاد سنجی پانل دیتا مورد ارزیابی قرار داد. داده‌های مورد نیاز این پژوهش از صورت‌های مالی سالانه بانک‌های تجاری و تخصصی طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۷ جمع‌آوری شده بود. نتایج این تحقیق نشان داد که تسهیلات بانکی به عنوان منبع تامین منابع مالی، نقش مهمی در سرمایه‌گذاری و رشد تولید در استان گلستان دارد؛ به طوری که با افزایش یک درصدی تسهیلات اعطایی، رشد اقتصادی استان به میزان ۲۷ درصد افزایش می‌یابد.

محرابیان و شفائی (۱۳۸۹) در مقاله‌ای تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی ایران را با استفاده از مدل VAR طی سال‌های ۱۳۸۷- ۱۳۵۸ مطالعه کردند. آن‌ها از اعتبارات اعطایی سیستم بانکی به بخش‌های دولتی و غیر دولتی به عنوان شاخص توسعه مالی کمک گرفتند. نتایج این تحقیق بیانگر تأثیر مثبت اعتبارات بر رشد اقتصادی بخش غیر دولتی در کوتاه‌مدت بود، اما در بلندمدت اعتبارات اعطایی بر رشد اقتصادی بخش غیر دولتی تاثیر منفی دارد.

صمصامی و امیرجان (۱۳۹۰) تأثیر تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن را با به کارگیری الگوی معادلات همزمان (3SLS) طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۶ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های حاصل از این تحقیق، اثر مثبت تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن را نشان داد.

بهرامی و همکاران (۱۳۹۱) تأثیر اعتبارات بانکی را بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۰۹ بررسی کردند. نتایج بیانگر تأثیر منفی و معنی‌دار اعطای اعتبارات بر رشد اقتصادی بود.

غفاری فرد و همکاران (۱۳۹۳) تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی مناطق مختلف ایران را با استفاده از اقتصاد سنجی فضایی طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۹ بررسی کردند. آن‌ها میزان تمرکززدایی از مخارج عمرانی ملی و درآمدی را به عنوان شاخص‌های تمرکز زدایی مالی تعریف کردند. نتایج این تحقیق رابطه مثبت بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی استان‌ها را نشان داد.

رضایی و سلیمی‌فر (۱۳۹۳) با استفاده از آمارهای استانی طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰، رابطه بین توسعه مالی منطقه‌ای و رشد اقتصادی را بررسی کردند. یافته‌ها از وجود روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرها حکایت داشت.

محمدنژاد و همکاران (۱۳۹۴) روابط پویای میان اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی را در بخش‌های نفتی و غیر نفتی تحلیل کردند. آن‌ها به این منظور از رهیافت شبه بیزین طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۰ بهره گرفتند. نتایج حاکی از تأثیر زیاد تسهیلات بانک‌ها بر رشد اقتصادی بخش غیر نفتی بود که در این میان بیش‌ترین رشد ناشی از اعطای تسهیلات به بخش کشاورزی بود.

فراهانی فرد و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای ابتدا به بیان کانال‌های اثرگذاری موسسات مالی بانکی و غیر بانکی بر رشد اقتصادی پرداختند و سپس با استفاده از مدل سنتی کینگ – لوین[1] و روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) اثر گذاری موسسات مالی غیر بانکی بر رشد اقتصادی را طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۸ ارزیابی کردند. یافته‌های تجربی این تحقیق مبین تأثیر بیشتر موسسات مالی بانکی در مقایسه با موسسات مالی غیر بانکی بر رشد اقتصادی بود.

ابوترابی و همکاران (۱۳۹۴) با به‌کارگیری الگوی تصحیح خطای برداری و علیت موجود میان متغیرهای رشد اقتصادی، شاخص‌های توسعه مالی، شاخص چند بعدی توسعه مالی را با لحاظ شاخص مالکیت دولت بر بانک‌ها طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۸ آزمون کردند. نتایج این تحقیق نشان داد، علیت معکوس از رشد اقتصادی به توسعه مالی وجود دارد. با مرور مطالعات داخلی مشخص می‌شود اثر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی در استان‌ها بررسی نشده است و مهم‌تر از همه در مطالعات صورت گرفته اثر درجه توسعه‌یافتگی بر اثرگذاری اعتبارات بانکی بررسی نشده که بیانگر شکاف و نیاز انجام پژوهش در این زمینه است.

۴- روش شناسی تحقیق

۴-۱- مدل تحقیق

هدف این تحقیق بررسی نقش اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی استان‌ها با تأکید بر ناهمگنی منطقه‌ای است. به این منظور از الگوی تجربی اوندر و اوزی‌ایلدرم (۲۰۱۳) پیروی می‌شود. با انجام تعدیلات ذکر شده در الگوی تجربی اوندر و اوزی‌ایلدرم، مدل مطالعه حاضر به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TBC_{i,t} + \beta_1 PEX_{i,t} + \beta_1 URB_{i,t} + \beta_2 HUM_{i,t} + \beta_3 Y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} + \mu_i \quad (۶)$$

[1]. King - Levine

که در آن i استان، t سال بوده و سایر متغیرها به صورت زیر معرفی می‌شود:

Y: نرخ رشد GDP سرانه واقعی استان؛ *TBC*: بیانگر سرانه اعتبارات اعطایی در هر استان بوده که از نسبت کل اعتبارات اعطایی به جمعیت در هر استان حاصل شده است؛ *PEX*: سرانه مخارج عمومی دولت بوده که مخارج جاری دولت در هر استان به جمعیت آن تقسیم شده است. *URB*: معرف نرخ شهرنشینی است و از نسبت کل جمعیت شهرنشین به کل جمعیت هر استان به دست آمده است؛ *HUM*: معرف سرمایه انسانی بوده که از محاسبه نسبت تعداد معلمان به تعداد دانش آموزان در مقطع دبیرستان حاصل شده؛ Y_{it-1}: وقفه متغیر وابسته؛ μ_{it} اثر ثابت استان‌ها و ε_i خطای استاندارد یا جزء اخلال است.

تمامی متغیرهای مدل واقعی به صورت نسبت بوده و در حالت لگاریتمی تخمین زده شده است. همچنین برای بررسی تفاوت در اثرگذاری اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی استان‌ها با توجه به سطح درآمدی آن‌ها از متغیر مجازی (D) استفاده می‌شود که مبین ضریب زاویه تفاضلی (D*TBC) است. برای برآورد اصلی از الگوی اقتصاد سنجی پانل دیتا و نرم‌افزارها Stata12، Eviews9 و Excel2013 استفاده می‌شود. محدوده مورد مطالعه در این پژوهش کل استان‌های کشور است. همچنین داده‌های مورد نیاز از سایت بانک مرکزی، سایت مرکز آمار، سالنامه آماری استان‌ها طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۵ جمع‌آوری شده است. لازم به ذکر است که در این تحقیق، استان‌ها با توجه به تولید ناخالص داخلی سرانه به دو دسته درآمد بالا و پایین تقسیم شده است.

۴-۲- روش سنجی تحقیق[1]

شایان ذکر است که روش‌های مختلف پانل دیتا از قبیل پانل معمولی، برآوردگر میانگین گروهی[2] (MG)، میانگین گروهی تلفیقی[3] (PMG) و پانل وقفه‌های توزیعی[4] (PARDL) برای برآورد الگوی تجربی وجود دارد. اما در این مطالعه، روش اقتصادسنجی پانل دیتای پویا (GMM[5]) که توسط آرلانو- باند[6] ارائه شده به کار گرفته می‌شود. علت استفاده از این مدل (GMM) به فرم تبعی مدل اقتصادی مطرح شده مربوط می‌شود که متغیر وابسته رشد اقتصادی به صورت وقفه‌داری

1. Econometric Method
2. Mean Group
3. Pooled Mean Group
4. Panel Autoregressive Distributed Lag Model
5. Generalized Method of Moments (GMM)
6. Arellano–Bond

در سمت راست معادله آورده شده است یعنی:

$$Y_{it} = \alpha_0 Y_{it-1} + \beta X'_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_i \qquad (۷)$$

α ضریب متغیر وقفه‌دار، X'_{it} بردار $K*1$ و β بردار $K*1$ است. ε_{it} اثر ثابت استان‌ها و μ_i خطای استاندارد یا جزء اخلال است. با حضور متغیر وابسته به صورت وقفه (Y_{it-1}) میان متغیرهای توضیحی، مدل به صورت پویا مورد بررسی قرار خواهد گرفت به خاطر تابعیت Y_{it-1} و Y_{it} از μ_i برآوردهای OLS از سازگاری لازم برخوردار نیست (بالتاجی، ۱۳۹۱: ۵۱۵). بر این اساس روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS یا GMM قابل استفاده است. بر اساس نظر ماتیاس و سوستر[1] برآورد 2SLS به دلیل انتخاب نادرست متغیرهای ابزاری، ضمن ایجاد واریانس‌های بزرگ برای ضرایب، عدم معنی‌داری آماری را نیز در پی دارد. بنابراین، روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) توسط آرلانو- باند برای حل این مشکل پیشنهاد شد (بالتاجی، ۲۰۰۸).

۵- تخمین و تحلیل یافته‌ها

پیش از آن که به تخمین مدل و تحلیل استنباطی روابط بین متغیرها پرداخته شود؛ لازم است از لحاظ توصیفی روند کمی تغییرات دو متغیر اصلی تحقیق یعنی اعتبارات اعطایی بانک‌ها و رشد اقتصادی استان‌ها در سطح کل استان‌ها و همچنین میزان آن‌ها در مناطق با درآمد بالا و پایین بررسی شود. همان طور که در جدول ۱ نشان داده شده ابتدا روند متغیرها به صورت سرانه برای هر گروه ارائه شده و سپس نسبت GDP سرانه به اعتبارات اعطایی سرانه در کل‌استان‌ها، استان‌های درآمد بالا و پایین محاسبه گردیده است[2]. یافته‌ها در جدول ۱ قابل مشاهده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، سرانه اعتبارات اعطایی واقعی در استان‌ها طی بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۸۵ صعودی بوده ولی از سال ۱۳۹۳-۱۳۹۰ سرانه اعتبارات اعطایی در کل استان‌ها کاهش یافته است که می‌تواند ناشی از افزایش تورم و سیاست‌های انقباضی دولت باشد. تولید ناخالص داخلی سرانه نیز طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ با روند فزاینده رشد کرده اما از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۳ روند صعودی آن کند شده و یک روند ثابت به خود گرفته است. میزان سرانه اعتبارات اعطایی و

[1]. Matias and Suster

[2]. بررسی این نسبت صرفا شناخت توصیفی روابط بین دو متغیر اصلی تحقیق است، در مدل اصلی (معادله (۶)) این دو متغیر به صورت سرانه برآورد می‌شود.

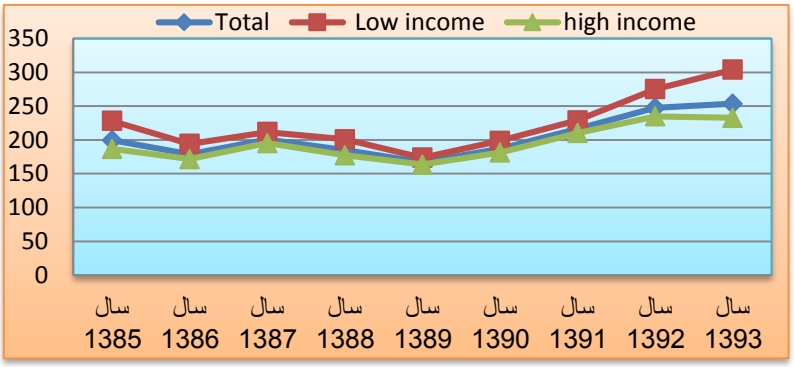
GDP سرانه در استان‌های کم درآمد پایین‌تر از استان‌های با درآمد بالا بوده حتی از متوسط کل استان‌ها نیز کمتر است.

جدول ۱: سرانه واقعی اعتبارات اعطایی بانک‌ها و GDP واقعی سرانه در استان‌ها (بر حسب میلیون ریال)

استان	کل استان‌ها		استان‌های با سطح درآمد پایین		استان‌های با سطح درآمد بالا	
سال	GDP سرانه واقعی	اعتبارات اعطایی	GDP سرانه واقعی	اعتبارات اعطایی	GDP سرانه واقعی	اعتبارات اعطایی
۱۳۸۵	۵۱/۱۹۰	۰/۲۵۶	۳۶/۳۱۶	۰/۱۵۹	۶۶/۰۶۵	۰/۳۵۳
۱۳۸۶	۵۵/۹۹۴	۰/۳۱۲	۳۹/۱۹۰	۰/۲۰۱	۷۲/۷۹۷	۰/۴۲۴
۱۳۸۷	۵۴/۶۵۰	۰/۲۷۲	۳۷/۴۸۷	۰/۱۷۷	۷۱/۸۱۳	۰/۳۶۷
۱۳۸۸	۵۴/۹۸۶	۰/۲۹۷	۳۸/۸۰۴	۰/۱۹۳	۷۱/۱۶۸	۰/۴۰۱
۱۳۸۹	۶۰/۴۵۳	۰/۳۶۲	۴۰/۹۴۶	۰/۲۳۵	۷۹/۹۵۹	۰/۴۸۸
۱۳۹۰	۶۱/۷۴۲	۰/۳۳۰	۴۳/۴۲۸	۰/۲۱۸	۸۰/۰۵۶	۰/۴۴۱
۱۳۹۱	۶۱/۳۹۰	۰/۲۸۳	۴۲/۰۱۱	۰/۱۸۳	۸۰/۷۶۸	۰/۳۸۴
۱۳۹۲	۶۳/۵۷۱	۰/۲۵۶	۴۳/۹۹۱	۰/۱۵۹	۸۳/۱۵۰	۰/۳۵۴
۱۳۹۳	۶۳/۴۲۳	۰/۲۵۰	۴۴/۳۰۸	۰/۱۴۵	۸۲/۵۳۸	۰/۳۵۴
	نسبت GDP به اعتبارات اعطایی در استان‌ها					
	کل استان‌ها		استان‌های با سطح درآمد پایین		استان‌های با سطح درآمد بالا	
۱۳۸۵	۱۹۹/۵۸۱		۲۲۸/۲۰۲		۱۸۶/۷۰۸	
۱۳۸۶	۱۷۸/۹۳۸		۱۹۴/۱۶۲		۱۷۱/۶۹۰	
۱۳۸۷	۲۰۰/۲۳۳		۲۱۱/۵۴۳		۱۹۵/۲۲۸	
۱۳۸۸	۱۸۴/۹۵۸		۲۰۱/۰۴۰		۱۷۷/۲۲۸	
۱۳۸۹	۱۶۶/۹۰۰		۱۷۳/۶۴۵		۱۶۳/۶۴۵	
۱۳۹۰	۱۸۷/۰۴۶		۱۹۸/۵۵۱		۱۸۱/۳۴۶	
۱۳۹۱	۲۱۶/۲۲۸		۲۲۸/۹۳۰		۲۱۰/۱۶۲	
۱۳۹۲	۲۴۷/۳۸۲		۲۷۵/۱۲۵		۲۳۴/۸۳۵	
۱۳۹۳	۲۵۳/۴۴۶		۳۰۳/۹۱۰		۲۳۲/۷۰۳	

منبع: یافته‌های تحقیق

در بخش دوم جدول ۱ نسبت GDP به اعتبارت اعطایی با توجه به سطح درآمد استان‌ها محاسبه شده و در نمودار ۱ روند نسبت مذکور به تفکیک سطح درآمد استان‌ها ترسیم شده است.



نمودار ۱: نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به GDP با توجه به سطح درآمد استان‌ها

هدف از محاسبه نسبت تولید ناخالص داخلی به اعتبارات اعطایی در نمودار ۱،تبیین میزان اثربخشی اعتبارات اعطایی در تقویت رشد تولید ناخالص داخلی هر گروه از استان‌ها می‌باشد[۱]. از آن‌جا که نسبت به صورت GDP به اعتبارات در نظر گرفته شده، پس هر چقدر این نسبت بزرگتر باشد؛ نشان‌دهنده این است که در هر سطح مشخص از اعتبارات اعطایی به چه میزان GDP سرانه آن‌ها را افزایش داده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نسبت GDP سرانه به اعتبارات اعطایی در استان‌های کم درآمد نسبت به استان‌های با درآمد بالا و حتی از کل استان بالاتر است. از این رو، می‌توان استباط کرد که اولا؛ میزان اثربخشی اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر رشد اقتصادی از سطح درآمد آن‌ها تأثیر می‌پذیرد. دوم این‌که اعتبارات اعطایی در استان‌های با درآمد پایین بر تولید ناخالص داخلی موثرتر از استان‌های با درآمد بالاتر است. برای این‌که بتوان از تحلیل‌های توصیفی ارائه شده به نتیجه دقیق‌تر و قابل استنادتری دست یافت، لازم است که الگوهای تجربی تحقیق با استفاده از روش اقتصاد سنجی مربوطه تخمین زده شود.

برای تخمین مدل به طور معمول در داده‌های سری زمانی لازم است که ویژگی متغیرها به لحاظ ایستایی و ناایستایی بررسی شود؛ اما در این پژوهش به دلیل کوتاه بودن دوره زمانی مورد مطالعه، نسبت به ایجاد رگرسیون کاذب در تخمین مدل‌ها نگرانی وجود ندارد. بر این اساس بدون نیاز به آزمون ایستایی داده‌ها به تخمین مدل تجربی پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از بررسی اثر اعتبارات

---

[۱]. بدیهی است که رشد اقتصادی تنها تحت تأثیر اعتبارات بانکی نیست. تا به حال متغیرهای بسیار زیادی شناسایی شده که بر رشد اقتصادی موثر هستند. پس این صرفا بررسی توصیفی ارتباط بین دو متغیر است. جهت دستیابی به نتایج قابل استناد در بخش بعدی معادله (۶) برآورد می‌گردد. اگر نتایج برآوردی آن همسو با این یافته باشد، آنگاه می‌توان به تحلیل‌های انجام شده نیز استناد نمود.

اعطایی بانک‌ها بر رشد اقتصادی بدون توجه به سطح درآمد برای همه استان‌ها به شرح جدول ۲ است:

جدول ۲: اثر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی کل استان‌ها

var↓	ضرایب	انحراف معیار
C	۳/۹۸۵	۰/۲۷۰
Y_{it-1}	۰/۷۷۸	۰/۰۲۱
TBC	۰/۱۱۳	۰/۰۰۹
EXP	۰/۰۴۵	۰/۰۰۲
HUM	۰/۰۵۹	۰/۰۰۷
URB	۰/۵۰۹	۰/۰۸۸
SAR	۲۷/۹۱۹ (۰/۷۵۹)	
M1	-۳/۲۱۴ (۰/۰۰۱)	
M2	۱/۰۲۹ (۰/۳۰۳)	

منبع: یافته‌های تحقیق

- همه ضرایب متغیرهای مدل در سطح یک درصد معنی‌دار است.
- مقادیر داخل پرانتز بیانگر آماره آزمون‌های سارگان و همبستگی است.

نتایج آماره‌ی آزمون سارگان دلالت بر عدم رد فرضیه‌ی صفر و معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف شده دارد. به بیان بهتر بین متغیرهای ابزاری تعریف شده و اثرات ثابت یا انفرادی استان‌ها هیچ‌گونه همبستگی وجود ندارد. همچنین نتایج آزمون آرلانو و باند برای تعیین مرتبه خودهمبستگی نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی در جملات تفاضل‌گیری شده در مرتبه دوم (M_2) رد نشده است. این یافته مطابق با نظر آرلانو و باند است. آن‌ها معتقدند که در تخمین GMM، اگر جملات اخلال با همبستگی سریالی مرتبه اول AR(1) مواجه بودند؛ ضروری است که مرتبه دوم AR(2) آن‌ها دارای همبستگی سریالی نباشند.

نتایج حاصل شده در جدول ۲ تأثیر مثبت و معنی‌دار اعتبارات اعطایی کل بانک‌ها بر رشد اقتصادی استان‌ها را نشان می‌دهد به طوری که با افزایش یک درصد در اعتبارات اعطایی بانک‌ها، رشد اقتصادی استان‌ها حدود ۱۱ درصد افزایش می‌یابد. در اقتصاد ایران به دلیل نداشتن بازارهای مالی توسعه‌یافته، تأمین منابع مالی برای سرمایه‌گذاری بیشتر از طریق اخذ تسهیلات به صورت وام از سیستم بانکی انجام می‌گیرد. به عبارت دیگر در این گونه کشورها، بانک‌ها در تجهیز منابع داخلی و تخصیص آن به سرمایه‌گذاری سهم قابل توجهی دارند. پس بانک‌ها به عنوان تأمین‌کننده

منابع مالی برای تولید و سرمایه‌گذاری، نقش موثری در رشد اقتصادی ایفا می‌کنند که نتایج پژوهش حاضر هم موید آن است.

متغیر سرانه مخارج جاری دولت در هر استان تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی استان‌ها دارد. این یافته بیانگر شدت دخالت دولت در اقتصاد است؛ از این رو با افزایش مخارج دولت میزان تقاضا افزایش یافته و هم سو با آن میزان تولید و رشد اقتصادی ارتقا می‌یابد. همچنین دولت به خاطر مالکیت بر درآمد نفتی می‌تواند در مقاطع مختلف زمانی با افزایش درآمد نفتی به اجرای سیاست‌های مالی انبساطی جهت تحت تأثیر قرار دادن رشد اقتصادی اقدام نماید. از نتایج دیگر این مطالعه، نقش مثبت سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی استان‌ها می‌باشد. همان‌طوری که قبلا اشاره شد برای اندازه‌گیری تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی استان‌ها از نسبت تعداد معلمان به تعداد دانش‌آموزان در مقطع دبیرستان استفاده شده است که خود به نوعی بیانگر کیفیت آموزش می‌باشد. با توجه به ضریب سرمایه انسانی در جدول ۲ هر چه تعداد معلمان به دانش‌آموزان افزایش می‌یابد، رشد اقتصادی استان‌ها تقویت می‌شود به عبارتی با افزایش تعداد سرانه معلمان به تعداد دانش آموزان با بهبود کیفیت آموزشی منجر به رشد مثبت اقتصادی حدود ۶ درصد می‌شود. در نهایت این‌که متغیر نرخ شهرنشینی بر رشد اقتصادی استان‌ها تأثیر معنی‌داری دارد. این اثرگذاری می‌تواند به صورت غیر مستقیم بر رشد اقتصادی صورت گیرد. با رشد شهرنشینی به دلیل دسترسی افراد به امکانات آموزشی، بهداشتی و رفاهی به نیروی کار با بهره‌وری بالا و موثر بر رشد اقتصادی تبدیل می‌شوند؛ این می‌تواند در مناطق کم درآمد بیشتر رخ دهد.

با توجه به اهداف پژوهش در ادامه اثر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی استان‌ها با تأکید بر سطح درآمد سرانه استان‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. در جدول ۳ تأثیرگذاری اعتبارات بانکی با توجه به سطح درآمد در دو گروه استان‌های با درآمد پایین و بالا بر رشد اقتصادی به صورت جداگانه تخمین زده شده است. همچنین برای مقایسه تفاوت در اثرگذاری متغیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی دو گروه از استان‌ها از متغیر مجازی بهره گرفته شده است. به عبارتی با اعمال متغیر مجازی سطح درآمدی (در متغیر مجازی برای استان‌های با درآمد بالا عدد صفر و کم درآمد عدد یک در نظر گرفته شده است)، تأثیر متفاوت اعتبارات بر رشد اقتصادی دو گروه از استان‌ها از لحاظ سطوح درآمدی مقایسه می‌شود که نتایج بدست آمده به شرح جدول ۳ است.

جدول ۳: اثر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی استان‌ها با توجه به سطح درآمد استان‌ها

گروه‌بندی ←	استان‌های با سطح درآمد بالا		استان‌های با سطح درآمد پایین		کل استان‌ها[1](متغیر دامی)	
var↓	ضرایب	انحراف معیار	ضرایب	انحراف معیار	ضرایب	انحراف معیار
C	۳/۳۳۵*	۱/۲۱۵	۱۲/۸۴۱*	۰/۷۰۷	۵/۲۲۵*	۰/۴۹۶
Y_{it-1}	۰/۸۳۹*	۰/۰۷۸	۰/۳۰۱*	۰/۰۶۸	۰/۶۵۶*	۰/۰۴۰
TBC	۰/۰۸۰**	۰/۰۳۳	۰/۲۱۱*	۰/۰۲۴	۰/۱۱۲*	۰/۰۲۰
EXP	۰/۰۵۲*	۰/۰۰۸	۰/۰۱۷***	۰/۰۰۹	۰/۰۳۰*	۰/۰۰۳
HUM	۰/۱۵۳*	۰/۰۲۰	۰/۰۰۷	۰/۰۱۶	۰/۰۷۸*	۰/۰۰۴
URB	۰/۵۰۳	۰/۵۷۰	۱/۱۲۴*	۰/۴۳۰	۰/۱۷۳	۰/۱۳۱
D*TBC	-	-	-	-	۰/۰۲۲	۰/۰۰۳
SAR	۹/۷۷۳ (۰/۹۹۹)		۱۰/۸۲۹ (۰/۹۹۹)		۲۶/۷۰۷ (۰/۸۰۹)	
M_1	−۲/۰۰۵ (۰/۰۴۴)		−۱/۵۲۱ (۰/۱۲۸)		−۳/۱۲۶ (۰/۰۰۱)	
M_2	۰/۲۷۳ (۰/۷۸۴)		۱/۵۹۰ (۰/۱۱۱)		۱/۰۶۴ (۰/۲۸۷)	

منبع: یافته‌های تحقیق

- مقادیر داخل پرانتز بیانگر آماره آزمون‌های سارگان و همبستگی است.

- * معنادار در سطح یک درصد، ** معنادار در سطح ۵ درصد و *** معنادار در سطح ۱۰ درصد

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد آماره‌ی آزمون سارگان دلالت بر عدم رد فرضیه‌ی صفر و معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف شده دارد. نتایج آزمون آرلانو و باند برای تعیین مرتبه خودهمبستگی نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی در جملات تفاضل‌گیری شده در مرتبه دوم (M_2) پذیرش شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود با در نظر گرفتن سطح درآمدی استان‌ها تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی استان‌ها تغییر کرده است. بر اساس یافته‌های تخمین برای دو گروه از مناطق به صورت جداگانه، میزان اثرگذاری اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی استان‌های کم درآمد حدود ۰/۱۳ بیشتر از استان‌های با درآمد بالا است. بر این اساس اعتبارات اعطایی بانک‌ها نقش موثرتری در رشد اقتصادی مناطق کم درآمد دارند. در ادامه از متغیر مجازی برای بررسی تفاوت در اثرگذاری اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی دو گروه از استان‌ها و مقایسه ضرایب (از لحاظ معناداری تفاوت دو ضریب) استفاده شده است. همان‌طور که نتایج نشان داد، ضریب متغیر مجازی معنادار و مثبت

[1]. برای مقایسه اثرگذاری اعتبارات از لحاظ تفاوت در اثرگذاری بر رشد اقتصادی از متغیر مجازی استفاده شده است برای این منظور متغیر اعتبارات بانکی برای استان‌های با درآمد بالا در صفر و برای استان‌های با سطح درآمد پایین در یک ضرب شده است.

است. معنادار بودن این متغیر بیانگر آن است که سطح درآمدی مناطق در اثرگذاری اعتبارات بانکی نقش موثری ایفا می‌کند و مثبت بودن ضریب این متغیر بیانگر تأثیرگذاری بیشتر اعتبارات بانکی بر رشد مناطق درآمد پایین نسبت به مناطق با درآمد بالا است (با توجه به این‌که برای استان‌های با درآمد پایین متغیر مجازی با مرتبه یک اعمال شده). به عبارتی اعطای اعتبارات توسط بانک‌ها بر رشد اقتصادی استان‌های کم درآمد موثرتر و کاراتر از استان‌های با درآمد بالاتر عمل می‌کند. از این رو، سطح درآمدی مناطق در جهت دهی اعتبارات با هدف رشد اقتصادی نقش موثری دارد. در تبیین و توجیه یافته فوق می‌توان دلایل دیگری به شرح زیر ذکر نمود:

مناطق با سطح درآمد پایین از مزیت‌های نسبی مختلفی برخوردارند که در برنامه‌ریزی‌های کلان اقتصاد کشوری مورد غفلت واقع می‌شوند و جهت دهی منابع مالی، بیشتر به سمت مناطق با درآمد بالا بوده در حالی که اعطای اعتبارات در مناطق با درآمد پایین به دلیل وجود ظرفیت اقتصادی می‌تواند رشد اقتصادی بیشتری را فراهم آورد. علت این امر در این نهفته است که بازدهی فعالیت‌های اقتصادی در مناطق با سطح درآمد پایین به دلیل مزیت منطقه‌ای با سرمایه‌گذاری اندک فزاینده است. چون اقتصاد این مناطق از ظرفیت خالی برخوردار است با اعطای اعتبارات هر چند اندک می‌تواند منجر به اشتغال‌زایی و رشد اقتصادی بالاتر شود. تئوری‌های همگرایی (شرطی و غیر شرطی)، دلیل همگرایی مناطق کم درآمد و درآمد بالا را ناشی از بازدهی بالای سرمایه‌گذاری نهایی در مناطق کم درآمد می‌دانند. یافته‌های جدول ۳ با نظریه‌های مذکور همسو است. علاوه بر این امروزه تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران به تجربه دریافتند که برای نجات اقتصاد از رکود و بیکاری لازم است از تمام ظرفیت اقتصاد کشور و از مزیت‌های نسبی مختلف مناطق به ویژه مناطق کم درآمد و محروم با حمایت مالی و اعتباری استفاده شود. در این راستا دولت برخی بانک‌ها را برای اشتغال‌زایی در مناطق با سطح درآمد پایین ملزم به اعطای اعتبارات ارزان قیمت کرده است. اجرایی شدن سیاست‌های فوق از اهداف اصلی اقتصادی است.

علاوه بر این اکثر واحدهای تولیدی مستقر در مناطق کمتر توسعه‌یافته با درآمد پایین از شهرت برخوردار نیستند و این واحدهای کوچک برای تأمین مالی پروژه‌های خود مجبور به اخذ وام از سیستم بانکی هستند. این عامل منجر به اثرگذاری بیشتر اعتبارات در مناطق کمتر توسعه‌یافته (درآمد پایین) بر رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین اگر جهت دهی اعتبارات به مناطق کم درآمد بیشتر باشد نقش و اثرگذاری اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی افزایش خواهد یافت. همچنین نتایج دیگر جدول ۳ بیانگر اثر مثبت سرمایه انسانی، مخارج سرانه دولت در استان‌های با درآمد بالا و

اثرگذاری مثبت مخارج جاری سرانه دولت و شهرنشینی در استان‌های کم درآمد با سطح معنی‌داری مختلف بر رشد اقتصادی است. تأثیر مثبت شهرنشینی بر رشد اقتصادی مناطق کمتر توسعه‌یافته با درآمد بالا می‌تواند ناشی از این باشد که در مناطق کم درآمد افزایش نرخ شهرنشینی منجر به افزایش امکانات زیرساختی و تخصیص سهم بودجه‌ای بیشتر به این مناطق می‌شود که اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. در مقابل در استان‌های با درآمد بالا به دلیل ازدحام و تراکم جمعیت افزایش در نرخ شهرنشینی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد.

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی با توجه به سطح درآمد استان‌ها است. در این راستا، اثر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی کل استان‌ها، استان‌های با سطح درآمد بالا و پایین به صورت مجزا برآورد گردید که برای این منظور از روش اقتصاد سنجی پانل دیتای پویا (GMM) طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۹ استفاده شده است. نتایج بدست آمده از برآورد اثر اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر رشد اقتصادی استان‌ها بدون توجه به سطح درآمد آن‌ها مثبت و معنی‌دار بود. با اعطای اعتبارات زمینه برای بکارگیری نهاده تولید برای سرمایه‌گذاری فراهم می‌شود. همچنین مطابق با نظر شومپیتر اعطای اعتبارات یا تأمین مالی منجر به عملی شدن ایده‌های نوین می‌شود که با محدودیت مالی برای سرمایه‌گذاری مواجه هستند که هر دو عامل باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین نتایج نشان داد که سرمایه انسانی، مخارج عمومی دولت و نرخ شهرنشینی بر رشد اقتصادی در استان‌ها تأثیر معنادار دارند. نتایج بدست آمده از برآورد تأثیر اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر رشد اقتصادی دو گروه از استان‌ها مبین رابطه مثبت معنی‌دار در بین دو متغیر در استان‌های با درآمد بالا و کم درآمد بود ولی شدت اثرگذاری اعتبارات بانکی در استان‌های با درآمد پایین حدود ۰/۱۳ بیشتر از استان‌های با درآمد بالا بود. با استفاده از متغیر مجازی این تفاوت در اثرگذاری از لحاظ معناداری مورد آزمون واقع شد که مبین اثرگذاری بیشتر اعتبارات بانکی بر رشد مناطق کم درآمد بود. به عبارتی با ارتقاء سطح درآمد سرانه استان‌ها اثرگذاری اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی تضعیف می‌شود.

به طور اجمالی بر اساس یافته‌های این پژوهش می‌توان گفت که تأمین مالی از طریق واسطه‌گران مالی نقش اساسی در رشد اقتصادی استان‌های ایران دارد؛ چرا که روش‌های تأمین مالی از طریق بازار پول و سرمایه به دلیل توسعه‌نیافتگی در کشور ایران چندان مقدور نبوده و نیاز سرمایه‌گذاران

را پوشش نمی‌دهد. از این رو روش اصلی تأمین منابع مالی برای سرمایه‌گذاری کانال اعتبارات است. نکته جالب توجه و نوآورانه این تحقیق اثرگذاری بیشتر اعتبارات اعطایی بانک‌ها در رشد اقتصادی مناطق کم درآمد در مقایسه با استان‌های با درآمد بالا بود که همسو با تئوری‌های همگرایی رشد اقتصادی در مناطق است. آن‌چه که از بررسی شواهد و مستندات استنباط می‌شود؛ این است که در جهت توسعه مزیت‌های استان‌های کمتر توسعه‌یافته با درآمد پایین به دلیل محدودیت در دسترسی به اعتبارات، سرمایه‌گذاری قابل قبولی صورت نگرفته است. به همین دلیل اعطای اعتبارات توسط بانک‌ها با ضریب بالا در رشد اقتصادی آن مناطق نسبت به مناطق با درآمد سرانه بالا موثرتر واقع می‌شود. مطابق یافته‌ها پیشنهاد می‌شود که اگر هدف دولت از به کارگیری سیاست پولی صرفا برای تحریک رشد اقتصادی از کانال اعتبارات باشد، لازم است که توزیع اعتبارات را به بیشتر به سمت مناطق با سطح درآمد سرانه پایین جهت‌دهی کند. چرا که ظرفیت اقتصادی این مناطق با توانمندی رشد اقتصادی بالا بدون استفاده مانده است که بازدهی نهایی بالای سرمایه در مناطق کم درآمد می‌تواند اثر مثبت فزاینده بر رشد اقتصادی این مناطق داشته باشد.

منابع و مأخذ

۱. ابوترابی، محمدعلی. فلاحی، محمدعلی. سلیمی‌فر، مصطفی. و حسینی، سید محمد (۱۳۹۴). "اثر مالکیت دولتی بانک‌ها بر رابطه علی توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی **۱۵**(۴): ۱۲۶-۹۹.

۲. ابوترابی، محمدعلی. فنودی، هانیه. و مجتهدی، سبا (۱۳۹۳). "عقود اسلامی، تعمق مالی و رشد اقتصادی". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی **٦**(۱۲): ۱۱۴-۸۳.

۳. احسانی، علی‌محمد (۱۳۸۴). *واسطه‌های مالی و رشد اقتصادی در ایران*، تهران، نشر پژوهشکده پولی و بانکی.

۴. امام وردی، قدرت‌الله. فراهانی، مهدی. و شقاقی، فاطمه (۱۳۹۰). "بررسی تطبیقی اثر گسترش بازارهای مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه با روش داده‌های تلفیقی ۲۰۰۸-۱۹۷۵". فصلنامه علوم اقتصادی **٤**(۱۴): ۷۲-۴۵.

۵. بالتاجی، بدی (۱۳۹۱). *اقتصادسنجی*. رضا طالب لو و شعله باقری پر مهر؛ تهران، نشر نی.

۶. خوشنودی، عبدالله. صباغ کرمانی، مجید. یاوری، کاظم. و حسینی‌نسب، ابراهیم (۱۳۹۱). "بررسی آسیب‌پذیری مالی بخش بانکی و عوامل موثر بر آن با استفاده از شاخص، Z-Score". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی **٤**(۷): ۲۲-۱.

۷. دلخواه، جلیل. مشبکی، اصغر. دانایی‌فرد، حسن. و خداداد حسینی، حمید (۱۳۹۰). "ارزیابی کارایی بانک‌های دولتی در مقایسه با بانک‌های خصوصی در ایران". چشم‌انداز مدیریت بازرگانی **۳۹**(۶): ۱۱۵-۹۳.

۸. رضایی، حسن. و سلیمی‌فر، مصطفی (۱۳۹۳). "رابطه توسعه مالی منطقه‌ای و رشد اقتصادی (تحلیل مبتنی بر داده‌های تابلویی)". مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای **۲۲**(۹): ۹۴-۶۸.

۹. سعیدی، پرویز (۱۳۸۸). "ارزیابی نقش تسهیلات شبکه بانکی در رشد اقتصادی". پژوهشنامه اقتصادی- ویژه‌نامه بانک **۲**(۶): ۱۹۳-۱۶۷.

۱۰. صمصامی، حسین. و امیرجان، رضا (۱۳۹۰). "بررسی اثر تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۱۹**(۵۹): ۱۵۰-۱۲۹.

۱۱. غفاری‌فرد، محمد. صادقی شاهدانی، مهدی. کمیجانی، اکبر. و زاهدی وفا، محمدهادی (۱۳۹۳). "تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی مناطق مختلف ایران (یک رهیافت اقتصاد سنجی فضایی)". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۲۲**(۷۱): ۱۴۲-۱۲۵.

۱۲. فراهانی‌فرد، سعید. فشاری، مجید. و خانزاده، یاور (۱۳۹۴). "تأثیر موسسات مالی و بانکی و غیر بانکی اسلامی بر رشد اقتصادی ایران (رهیافت گشتاور تعمیم یافته GMM)". فصلنامه مدلسازی اقتصادی **۹**(۳): ۴۱-۲۱.

۱۳. فریکزاس، خاویر. و روچت، ژان. چالز (۱۳۹۳). *اقتصاد خرد بانکداری*. رضا طالبلو؛ تهران، انتشارات پژوهشکده پولی و بانکی.

۱۴. محرابیان، آزاده. و شفائی، بهزاد (۱۳۸۹). "تأثیر اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی در ایران". فصلنامه علوم اقتصادی **۳**(۱۰): ۷۰-۵۳.

۱۵. محمدنژاد، نیما. فطرس، محمدحسن. و معصومی، محمدرضا (۱۳۹۴). "تحلیل ارتباط بین اعتبارات بانکی و رشد اقتصادی". دوفصلنامه اقتصادپولی و مالی (دانش توسعه سابق) **۲۲**(۱۰): ۲۱-۱.

۱۶. نظیفی، فاطمه (۱۳۸۳). "توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران". پژوهشنامه اقتصادی **٤**(۳): ۱۳۰-۹۷.

۱۷. مهرگان، نادر. دلیری، حسن. و کردبچه، حمید (۱۳۹۳). "اثر تغییرات ساختاری صنعت بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی بر اساس مدل DSGE". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی **٦**(۱۱):۳۳-۱.

18. Ananzeh, I.N. (2016). "Relationship between Bank Credit and Economic Growth: Evidence from Jordan". International Journal of Financial Research **7**(2): 53-63.
19. Arellno, M. & Bond, S. (1991). "Same Tests of Specification for Panel Data, Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". The Review of Economic Studies **58**(2): 277-297.
20. Baltagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*, Euro, Chichester: John & Sons Ltd.
21. Beck, T. Levine, R. and Loayza, N. (2000). "Finance and the Sources of Growth". Journal of Financial Economics **58**(1-2): 261-300.
22. Diallo, B. and Al-Titi, O. (2017). "Local Growth and Access to Credit: Theory and Evidence". Journal of Macroeconomics **54**(B): 410-423.
23. Demurger, S.J.D. Sachs, W.T. Woo, S. Chang, G. and Bao, H. (2002). "The Relative Contributions of Location and Preferential Policies in China's Regional Development: Being in the Right Place and Having the Right Incentives". China Economic Review **13**(14): 444-465.
24. Diamond, D.W. (1991). "The Choice between Bank Loans and Directly Placed Debt". The Journal of Political Economy **99**(4): 689-721.

25. Diamond, D.W. & Dybvig, P.H. (1983). "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity". Journal of Political Economy **91**(3): 401-41.
26. Emecheta, B. C. & Ibe, R. C. (2014). "Impact of Bank Credit on Economic Growth in Nigeria: Application of Reduced Vector Autoregrssive (VAR) Technique European". Journal of Accounting Auditing and Finance Research **2**(9): 11-21.
27. Freixas, X. & Rochet, J-C. (2008). *Microeconomics of Banking*, Second Edition, MIT, The MIT Press.
28. Gurley, J.G. & Shaw, E.S. (1960). *Money in a Theory of Finance*, Brookings Institution.
29. Hao, C. (2006). "Development of Financial Intermediation and Economic Growth: The Chinese Experience". China Economic Review **17**(4): 347-362.
30. Jayaratne, J. and Strahan, P.E. (1996). "The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation". The Quarterly Journal of Economics **111**(3): 639-670.
31. Kendall, J. (2012). "Local Financial Development and Growth". Journal of Banking & Finance **36**(5): 1548-1562.
32. Kapur, Basant K. (1974). *Monetary Growth Models of Less Developed Economies*, Ph. D. Thesis, Stanford, University of Stanford.
33. Kashyap, A. Rajan, R. & Stein, J. S. (1998). "Banks as Liquidity Providers: an Explanation for the Co-Existence of Lending and Deposit-Taking". Journal of Finance **57**(1): 33-73.
34. Kjosevski, J. (2013). "Banking Sector Development and Economic Growth in Central and Southeastern Europe Countries". Transition Finance and Banking Research **19**(4): 461-473.
35. Korkmaz, S. (2015). "Impact of Bank Credits on Economic Growth and Inflation". Journal of Applied Finance & Banking **5**(1): 57-69.
36. Levine, R. (2002). "Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which is Better?" . Journal of Financial Intermediation **11**(4): 398-428.
37. Levine, R. (1997). "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda". Journal of Economic Literature **35**(2): 688-726.
38. Levine, R. Loayza, N. and Beck, T. (2000). "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes". Journal of Monetary Economics **46**(1): 31-77.
39. Liang, Z. (2006). "Financial Development, Growth, and Regional Disparity in Post-Reform China". Research Paper **90**(10): 1-18.
40. Mackinnon, R.I. (1973). "Money and Capital in Economic Development". The American Political Science Review **68**(4): 1822-1824.

41. Niba, M. (2011). *Assessing the Role of Commercial Banks on Economic Growth in Cameroon*, Bachelor Thesis, University of Applied Sciences Fulda.
42. Onder, Z. and Ozyıldırım, S. (2013). "Role of Bank Credit on Local Growth: Do Politics and Crisis Matter?". Journal of Financial Stability **9**(1): 13-25.
43. Onder, Z. and Ozyıldırım, S. (2010). "Banks, Regional Development Disparity and Growth: Evidence from Turkey". Cambridge Journal of Economics **34**(6): 975-1000.
44. Peng, J. Groenewold, N. He, J. Li, Z. and Yi, Y. (2010). "Regional Finance and Regional Disparities In China". Discussion Paper: University of Western Australia **8**(2): 1-20.
45. Sreerama Murty, K. Sailaja, K. and Mullugeta Demissie, W. (2012). "The Long-Run Impact of Bank Credit on Economic Growth in Ethiopia: Evidence from the Johansen's Multivariate Cointegration Approach". European Journal of Business and Management **4**(14): 20-33.
46. Shaw, E.S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*, New York, Oxford University Press.
47. Yang, G. and Li, M. (2004). "Research on China's Unbalanced Credit Flow and Differential Financial Policy Implementation". Journal of Financial Research (in Chinese with English abstract) **291**(9): 119-133.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

تاثیر بهره‌وری کل عوامل تولید بر تجهیز منابع مالی در بازار سهام ایران

مهدی جعفری[۱]
ابوالفضل شاه‌آبادی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۱/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۷/۱۴

چکیده

هدف از سرمایه‌گذاری و مشارکت افراد در بازار سهام و سایر بازارها معمولا دستیابی به نرخ بازدهی مورد انتظار است. بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید موجب افزایش رقابت‌پذیری می‌گردد و این امر به گسترش بازار محصولات شرکت‌های بورسی در داخل و خارج کشور کمک می‌نماید. لذا، سود شرکت‌های بورسی افزایش می‌یابد. در نتیجه، با بهبود نرخ بازدهی، افزایش انگیزه سرمایه‌گذاران برای هدایت منابعشان به سوی شرکت‌های بورسی افزایش می‌یابد. بنابراین، افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید منجر به افزایش بازده انتظاری شرکت‌های بورسی می‌شود و به تبع آن تقاضا برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام افزایش می‌یابد. لذا هدف مطالعه حاضر، بررسی تاثیر بهره‌وری کل عوامل تولید بر تجهیز منابع مالی بازار سهام ایران بر مبنای داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۲، با استفاده از روش رگرسیون حداقل مربعات است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد بهره‌وری کل عوامل تولید تاثیر مثبت و معناداری بر تجهیز منابع مالی در بازار سهام دارد. همچنین متغیرهای نقدشوندگی بازار سهام، نرخ پس‌انداز و متغیر مجازی تصویب دستورالعمل اجرایی معاملات برخط اوراق بهادار تاثیر مثبت و معناداری بر تجهیز منابع مالی در بازار سهام دارند و ریسک اقتصادی و بازدهی بازارهای رقیب تاثیر منفی و معناداری بر تجهیز منابع مالی در بازار سهام دارند.

واژگان کلیدی: بهره‌وری کل عوامل، تجهیز منابع مالی، بازار سهام.

Keywords: Total Factor Productivity, Mobilization of Financial Resources, Stock Market.

JEL Classification: D24, O16, R53.

[۱]. عضو هیأت علمی موسسه آموزش عالی طلوع مهر (نویسنده مسئول) mahdi.jfr@gmail.com

[۲]. استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران

a.shahabadi@alzahra.ac.ir

۱- مقدمه

تجهیز منابع مالی و چگونگی هدایت آن به سمت کاراترین فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و نهایتا وجود واسطه‌های مالی نظیر بازار سهام که بتواند به بهترین طریق ممکن رابطه میان عرضه‌کنندگان وجوه و متقاضیان وجوه را فراهم نماید، از مبانی پایه‌ای هر اقتصاد رو به رشد و در حال توسعه محسوب می‌گردد (جعفری، ۱۳۹۵: ۱۴۳). دستیابی به رشد اقتصادی مستمر و باثبات مستلزم افزایش سرمایه‌گذاری و این خود مستلزم تجهیز منابع مالی بیشتر است. بازار سهام با کاهش هزینه تجهیز پس‌اندازها، سرمایه‌گذاری در پروژه‌های مولد بلندمدت را تسهیل می‌کند (هو و ایکه[۱]، ۲۰۱۷). بنابراین، بازار سهام با افزایش تجهیز و تخصیص منابع و در نتیجه افزایش تشکیل سرمایه بر رشد اقتصادی تاثیر می‌گذارد (لوین[۲]، ۱۹۹۷).

شواهد آماری نشان می‌دهد، بازار سهام ایران در تجهیز منابع مالی به سوی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در برنامه اول توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جایگاه چندانی نداشته و کمتر از یک درصد بوده است و در طول برنامه پنجم توسعه به طور میانگین سهم تجهیز منابع مالی بازار سهام از تشکیل سرمایه ثابت ناخالص حدود ۸ درصد بوده است که کماکان قابل توجه نمی‌باشد (گزارش‌های سازمان بورس اوراق بهادار ۱۳۹۴-۱۳۷۰). برخی صاحب‌نظران اقتصادی بر این باورند که راه حل کمبود نقدینگی در بخش‌های تولیدی و صنعتی هر کشور و افزایش سرمایه‌های خصوصی، تقویت نهادهای سرمایه، به ویژه بازار سهام است. در حالی که، بازارهای سهام در کشورهای در حال توسعه از جمله بازار سهام ایران از مشکلاتی نظیر بازدهی پایین بازار سهام نسبت به سایر دارایی‌ها، نقدشوندگی پایین، پایین بودن بهره‌وری کل عوامل و بالا بودن ریسک اقتصادی رنج می‌برند. به نظر می‌رسد مهمترین عامل پایین بودن تجهیز منابع مالی در بازار سهام کشورهای در حال توسعه از جمله ایران نسبت به بورس‌های (بازارهای سهام) موفق در زمینه تجهیز منابع مالی، پایین‌بودن بهره‌وری کل عوامل تولید و حتی رشد منفی بهره‌وری کل عوامل تولید است؛ زیرا با افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید، هزینه‌های تولید کاهش خواهد یافت، در نتیجه سودآوری شرکت‌ها از جمله شرکت‌های بورسی افزایش خواهد یافت و انگیزه برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام افزایش می‌یابد. از سوی دیگر با افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید، انتظارات سرمایه‌گذاران در خصوص سودآوری شرکت‌های بورسی نیز افزایش می‌یابد و با توجه

۱. HO and Iyke (2017)

۲. Levine (1997)

به این‌که افزایش نرخ بازده انتظاری سهام، انگیزه افراد را برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام افزایش می‌دهد و منجر به کاهش تقاضا برای سایر دارایی‌ها می‌گردد، لذا می‌توان انتظار داشت با افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید، تقاضا برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام افزایش یابد.

بدین ترتیب، هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی تاثیر بهره‌وری کل عوامل تولید بر تجهیز منابع مالی بازار سهام ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۲ است. در ادامه این پژوهش به ترتیب به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، روش‌شناسی پژوهش، تجزیه وتحلیل داده‌ها و در نهایت به نتیجه‌گیری و بحث پرداخته شده است.

۲- مبانی نظری

تجهیز منابع مالی به ویژه منابع مالی بلندمدت از جمله موضوعاتی است که در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته به طور روز افزون مورد توجه قرار گرفته و خود را به یکی از مباحث چالش برانگیز و جذاب بازارهای مالی بدل کرده است. با بروز بحران‌های مالی بزرگ مانند آن‌چه در ۱۹۹۷ میلادی در شرق آسیا رخ نمود و بحران مالی وسیعی که در اروپا و ایالات متحده آمریکا در سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۷ میلادی روی داد، بازنگری در ساختارهای مالی تبدیل به ضرورتی انکارناپذیر شد، زیرا تجهیز منابع مالی به طور سنتی بر دوش سیستم بانکی بوده است.

به طور کلی دو بازار پول و سرمایه به تجهیز، هدایت و تخصیص منابع مالی به نیازهای کوتاه‌مدت و بلندمدت فعالیت‌های اقتصادی می‌پردازند؛ اما از آن‌جا که فعالیت‌های تولیدی عمدتا زمان‌بر هستند و فرآیندی طولانی دارند، نقش بازار سرمایه (بازار سهام) در تجهیز و انتقال منابع مالی به فعالیت‌های سرمایه‌گذاری بسیار حیاتی و مهم است (جعفری، ۱۳۹۵: ۳).

سرمایه‌گذاری دارای چندین مفهوم در امور اقتصادی و مالی است. مفهوم سرمایه‌گذاری در تئوری‌های اقتصادی به معنی تولید کالاهای سرمایه‌ای است مانند راه آهن و کارخانجات و...؛ ولی از لحاظ مفاهیم مالی به معنی خرید دارایی‌ها است مانند خرید سهام و اوراق قرضه، اوراق رهنی و.... به طور کلی سرمایه‌گذاری به معنی سرمایه‌گذاری پول در دارایی‌های فیزیکی و دارایی‌های مالی قابل معامله است. به طور کلی، فعالیت سرمایه‌گذاری شامل خرید و فروش دارایی فیزیکی و دارایی مالی قابل معامله و غیر قابل معامله است. دارایی‌های فیزیکی شامل زمین، ساختمان، طلا و نقره و کالاهای بادوام است ولی دارایی‌های مالی غیر قابل معامله شامل پول نقد، سپرده بانکی،

سند بیمه به طور مثال بیمه عمر، و سپرده‌های در صندوق بازنشستگی است و دارایی‌های مالی قابل معامله شامل سهام و اوراق قرضه است (هیریجاپا[۱]، ۲۰۰۸: ۷). همان‌طور که ملاحظه شد، سرمایه‌گذاری به معنای خرید دارایی مالی قابل معامله نظیر سهام و اوراق قرضه است که معادل با تجهیز منابع مالی بازار سهام می‌باشد.

طبق تعریف سازمان جهانی بورس‌ها (WFE)[۲]، تجهیز منابع مالی در بازار سهام از طریق مجموع انتشار سهام عادی (عرضه اولیه (IPO)[۳] و افزایش سهام (افزایش سرمایه)) و اوراق قرضه محاسبه می‌شود.

به طور کلی دو نوع بهره‌وری وجود دارد: بهره‌وری جزیی و بهره‌وری کلی. بهره‌وری جزئی برای هر یک از عوامل تولید از طریق نسبت تولید به عامل تولید مورد نظر محاسبه می‌شود. افزایش در یک نسبت ممکن است نتیجه افزایش بهره‌وری نباشد؛ بلکه در اصل ممکن است ناشی از افزایش کاربرد نهاده دیگر باشد. از آن‌جا که تحلیل شاخص‌های جزئی به تنهایی می‌تواند گمراه‌کننده باشد بهتر است برای تعیین بهره‌وری از شاخص‌های بهره‌وری کل عوامل تولید به واسطه لحاظ داشتن آثار متقابل و جایگزینی بین عوامل استفاده نمود. بهره‌وری کل از نسبت تولید به ترکیب وزنی عوامل محاسبه می‌شود (امامی میبدی، ۱۳۸۴).

هدف از سرمایه‌گذاری و مشارکت افراد در بازار سهام و سایر بازارها معمولا حصول نرخ بازدهی مورد انتظار و به حداکثر رساندن سود است. از آن‌جا که، با افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید، رقابت‌پذیری محصولات شرکت‌های بورسی در داخل و خارج از کشور افزایش می‌یابد (شاه‌آبادی، ۱۳۸۳: ۱۴۵)، به تبع آن، سهم بازار و سودآوری شرکت‌های بورسی افزایش می‌یابد. سهم بیشتر از بازار به رشد فروش منجر می‌شود که دستیابی به سطوح مختلف عملیات و فعالیت‌ها را ممکن می‌سازد. با افزایش بهره‌وری کل عوامل، اعتبار و امکانات لازم برای تحقیق و توسعه افزایش می‌یابد که به نوبه خود به بهبود شیوه تولید کمک می‌کند و مشوقی برای ایجاد فناوری و محصولات جدید خواهد بود (چان و همکاران[۴]، ۲۰۱۶). بنابراین، افزایش بهره‌وری کل عوامل سودآوری بلندمدت شرکت و نیز بقای آن را تضمین می‌کند (قائمی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱). به عبارت دیگر، افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید از طریق کاهش هزینه‌های تولید و افزایش

۱. Hiriyappa (2008)

۲. World Federation of Exchanges

۳. Initial Public Offering

۴. Chan (2016)

رقابت‌پذیری محصولات شرکت‌های بورسی در داخل و خارج باعث افزایش سودآوری شرکت‌های بورسی می‌گردد. بنابراین، افزایش سودآوری ناشی از افزایش بهره‌وری کل عوامل باعث افزایش منابع داخلی شرکت برای تحقیق و توسعه و به کارگیری نیروی انسانی متخصص و فناوری‌های نوین می‌گردد و روند سودآوری و بقای شرکت بورس را تضمین می‌کند. لذا می‌توان انتظار داشت، افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید، بازدهی انتظاری سرمایه‌گذاران در بازار سهام را افزایش داده و باعث افزایش سرمایه‌گذاری در بازار سهام و نهایتا افزایش تجهیز منابع مالی در بازار سهام شود. همچنین رشد بخش واقعی اقتصاد که به دلیل ارتقای بهره‌وری کل عوامل به وجود می‌آید منجر به افزایش تقاضا برای دارایی‌های مالی نظیر سهام می‌گردد، در نتیجه تجهیز منابع مالی بازار سهام را افزایش می‌دهد. این دیدگاه که به دیدگاه تعقیب تقاضا[۱] موسوم است برای اولین بار از سوی پاتریک[۲] (۱۹۶۶) مطرح شد. طرفداران این گروه بر این باورند که تغییر در تقاضای دارایی‌های مالی در نتیجه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است. به بیان دیگر، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید منجر به افزایش تجهیز منابع مالی بازار سهام می‌گردد.

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تاثیر بهره‌وری کل عوامل بر تجهیز منابع بازار سهام ایران است. از طرف دیگر، از عوامل تعیین‌کننده تجهیز منابع مالی در بازار سهام می‌توان به عوامل تاریخی شامل مؤلفه‌های قانونی، سیاسی، فرهنگی، اخلاقی و جغرافیایی و عوامل سیاستی شامل محیط سیاسی و اقتصاد کلان، زیرساخت‌های نهادی، قانونی و اطلاعاتی، مقررات و نظارت، رقابت و کارآیی و تسهیل دسترسی به خدمات مالی اشاره کرد (دادگر و نظری، ۱۳۸۸). لذا در هنگام ارائه مدل به سازوکار سایر عوامل تعیین‌کننده تجهیز منابع بازار سهام ایران نظیر نقدشوندگی بازار سهام، نرخ پس‌انداز، بازدهی بازارهای رقیب و ریسک اقتصادی نیز پرداخته می‌شود.

۳- پیشینه تحقیق

درباره موضوع این پژوهش با توجه به بررسی‌های انجام شده، خاطر نشان می‌گردد تاکنون تحقیقات جامعی در داخل و خارج پیرامون تاثیر بهره‌وری کل عوامل بر تجهیز منابع مالی بازار سهام صورت نگرفته است. اما تاثیر توسعه مالی بر روی رشد اقتصادی و بهره‌وری از سوی

۱. Demand-Following

۲. Patrick (1966)

گرین‌وود و جوانویک (۱۹۹۰)[۱]، بنسیونگا و اسمیت (۱۹۹۱)[۲] و کینگ و لوین (۱۹۹۳)[۳] مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج مطالعات نشان می‌دهد که واسطه‌های مالی از طریق تجهیز پس‌اندازها به سوی سرمایه‌گذاری‌های مولد و به خصوص تامین منابع مالی برای ایجاد فناوری‌های مولد می‌توانند بهره‌وری کل عوامل را افزایش دهند. همچنین نظریه رشد بهره‌وری و عوامل تعیین‌کننده آن به وسیله هال و جونز (۱۹۹۹)[۴] و بیلز و کلینو (۱۹۹۸)[۵] مورد مطالعه قرار گرفت. این نظریه‌ها بر تفاوت رشد بهره‌وری کل عوامل در کشورها تمرکز نموده‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد توسعه مالی تاثیر مثبت و معنادار بر بهره‌وری کل عوامل دارد. همچنین اختلاف بهره‌وری کل عوامل در کشورها تابع اختلاف توسعه مالی آن‌ها است.

مطالعات متعددی نظیر بکارت و همکاران (۲۰۱۱)[۶]، بافیگلیولی (۲۰۰۸)[۷]، کوز و همکاران (۲۰۰۸)[۸]، تیدس (۲۰۰۵)[۹]، خان (۲۰۰۵)[۱۰] و همچنین شاه‌آبادی و فعلی (۱۳۹۰) به بررسی تاثیر توسعه مالی بر بهره‌وری پرداخته‌اند، اما هیچ یک از مطالعات انجام شده به طور جامع به بررسی تاثیر بهره‌وری کل عوامل بر توسعه مالی و تجهیز منابع مالی نپرداخته‌اند. لذا تحقیق حاضر قصد دارد به بررسی تاثیر بهره‌وری کل عوامل بر تجهیز منابع مالی بپردازد.

پلگرینی و همکاران[۱۱] (۲۰۱۷) به بررسی تاثیر بهره‌وری بر بازده سهام ۲۶۵ شرکت بورسی ۸ کشور اروپای شرقی طی دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۴ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد شرکت‌های با بیشترین بازدهی، شرکت‌هایی هستند که بیشترین بهره‌وری را دارند.

ایموروقلو و توزل[۱] (۲۰۱۴)، به بررسی ارتباط بهره‌وری کل عوامل و بازده سهام شرکت‌های آمریکایی طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۶۳ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد ارتباط معنی‌داری بین بهره‌وری کل عوامل و بازده سهام وجود دارد.

---

۱. Greenwood and Jovanovic (1990)
۲. Bencivenga and Smith (1991)
۳. King and Levine (1993)
۴. Hall and Jones (1999)
۵. Beils and Klenow (1998)
۶. Bekaert (2011)
۷. Baufiglioli (2008)
۸. Kose (2008)
۹. Tadesse (2005)
۱۰. Khan (2005)
۱۱. Pellegrini (2017)

اوویی و ماترون (۲۰۰۶)[۲] به بررسی رابطه همبستگی بین قیمت سهام شرکت‌ها و بهره‌وری آن‌ها در بازار بورس امریکا و نیز بورس‌های اروپایی پرداخته‌اند. دوره مورد مطالعه آن‌ها ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۵ بوده است. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که در بورس آمریکا نرخ رشد بهره‌وری با نرخ بازده سهام دارای همبستگی مثبت است. این نتیجه در بورس‌های اروپایی نیز تایید شد ولی قدرت آن در حد بورس آمریکا نبود. بنابراین، با افزایش بهره‌وری و افزایش بازدهی بازار سهام، تقاضا برای خرید دارایی‌های مالی بیشتر شده و تجهیز منابع مالی بازار سهام افزایش می‌یابد. همچنین مطالعات دیگری نظیر براون و روی (۲۰۰۷)[۳]، پیرجتا و پوتونن (۲۰۰۷)[۴]، هلمن و همکاران (۲۰۰۲)[۵] و کاپلند و همکاران (۱۹۹۶)[۶] به نتایج مشابهی دست یافته‌اند. تهرانی و خجسته (۱۳۸۷) به بررسی رابطه بهره‌وری سرمایه با بازده آتی سهام و تاثیر آن بر استراتژی‌های سرمایه‌گذاری ارزشی و رشدی طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۶ در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد رابطه بین بهره‌وری سرمایه و بازده آتی سهام در دو حالت کلی و کنترل شده وجود دارد و تاثیر قابل توجه این رابطه بر ارتقای بازده حاصل از هر دو استراتژی ارزشی و رشدی را تایید می‌کند. در نهایت، توجه به بهره‌وری سرمایه در تدوین استراتژی‌های سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران در قالب خرید سهام با بهره‌وری سرمایه‌ی بالا و فروش سهام با بهره‌وری سرمایه‌ی پایین، به سرمایه‌گذاران و مدیران پورتفوی پیشنهاد می‌شود.

با توجه به این‌که مطالعات جامعی در مورد بررسی تاثیر بهره‌وری کل عوامل تولید بر تجهیز منابع از طریق بازار سهام در اقتصاد ایران صورت نگرفته است و برخی مطالعات داخلی و خارجی به بررسی تاثیر بهره‌وری بر بازدهی بازار سهام پرداخته‌اند. لذا این پژوهش به دنبال بررسی تاثیر بهره‌وری کل عوامل بر تجهیز منابع مالی در بازار سهام ایران طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۲ است.

۴- تجزیه و تحلیل آماری بهره‌وری کل عوامل و تجهیز منابع مالی در بازار سهام

---

۱. İmrohoroğlu and Tüzel (2014)

۲. Avouyi and Matheron (2006)

۳. Brown and Rowe (2007)

۴. Pirjeta and Puttonen (2007)

۵. Holmen (2002)

۶. Copeland (1996)

در این مطالعه، شاخص تجهیز منابع مالی بازار سهام ایران از مجموع انتشار سهام عادی (عرضه اولیه (IPO) و افزایش سهام (افزایش سرمایه)) و اوراق مشارکت محاسبه شده است. طبق جدول ۱ طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۰، کمترین تجهیز منابع مالی بازار سهام طی برنامه اول توسعه و بیشترین تجهیز منابع مالی بازار سرمایه طی برنامه پنجم توسعه صورت گرفته است. نسبت تجهیز منابع بازار سرمایه به تشکیل سرمایه ثابت ناخالص طی برنامه اول توسعه از ۰/۴۲ به ۷/۹ در برنامه پنجم توسعه افزایش یافته است.

با توجه به جدول ۱ طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۰، بیشترین و کمترین میانگین نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل به ترتیب مربوط به برنامه سوم (۱/۲۵) و برنامه پنجم (۲/۶-) است. میانگین نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل به ترتیب برنامه اول تا پنجم برابر با ۰/۳، ۰/۲۵-، ۱/۲۵، ۰/۶۲ و ۲/۶- است.

طبق جدول ۱ طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۰، بیشترین رشد تجهیز منابع مالی، مربوط به برنامه سوم و بیشترین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید نیز مربوط به برنامه سوم است.

جدول ۱: تجزیه و تحلیل آماری بهره‌وری کل عوامل تولید و تجهیز منابع مالی در بازار سهام

دوره	تجهیز منابع مالی در بازار سهام (میلیارد ریال)	رشد تجهیز منابع مالی در بازار سهام (درصد)	سهم تجهیز منابع مالی از تشکیل سرمایه (درصد)	رشد بهره‌وری کل عوامل (درصد)
برنامه اول ۱۳۷۲-۱۳۷۰	۶۹/۷	۱۴	۰/۴۲	۰/۱
برنامه دوم ۱۳۷۸-۱۳۷۴	۱۷۳۶	۱۲	۳/۲۴	-۰/۷۷
برنامه سوم ۱۳۸۳-۱۳۷۹	۱۱۷۱۲	۱۷۱	۴/۰۹	۱/۲۵
برنامه چهارم ۱۳۸۸-۱۳۸۴	۲۵۱۹۳	۶	۴/۱۴	۰/۶۲
برنامه پنجم ۱۳۹۴-۱۳۹۰	۱۴۶۴۰۶	۵۸	۷/۹۰	-۲/۶
میانگین دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۰	۳۴۹۷۲	۱۸۹۰۰	۴/۰۷	۰/۲۱

منبع: www.rdis.ir ، www.amar.org.ir و محاسبات تحقیق

۵- مدل

بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی از قبیل یارتی[۱] (۲۰۱۰ و ۲۰۰۸)، گارسیا و لیو[۲] (۱۹۹۹)، جون و همکاران[۳] (۲۰۱۵)، کارچ[۴] (۲۰۱۰) و عبدالباکی[۵] (۲۰۱۳) تجهیز منابع مالی در بازار سهام

۱. Yartey (2008 & 2010)

۲. Garcia and Liu (1999)

۳. Jun (2015)

۴. Kurach (2010)

۵. Abdelbaki (2013)

تابعی از بهره‌وری کل عوامل تولید، بازدهی بازارهای رقیب، ریسک اقتصادی و نرخ پس‌انداز است. در این مطالعه تجهیز منابع مالی (MFR)[۱] در بازار سهام طبق تعریف فدراسیون جهانی بورس‌ها از طریق مجموع انتشار سهام عادی (عرضه اولیه (IPO) و افزایش سهام (افزایش سرمایه)) و اوراق قرضه محاسبه می‌شود و با توجه به عدم وجود اوراق قرضه در بورس ایران از معادل آن اوراق مشارکت بورسی استفاده شده است. لذا در ادامه به عوامل مهم تعیین‌کننده تجهیز منابع مالی در بازار سهام اشاره می‌شود:

$$LMFR = f(LTFP,\ LSML_t, LER_t, LSR, LRCM) \qquad (۱)$$

LMFR[۲]: لگاریتم تجهیز منابع مالی در بازار سهام

LTFP: لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید

LSML[۳]: لگاریتم نقدشوندگی بازار سهام

LER[۴]: لگاریتم ریسک اقتصادی

LSR[۵]: لگاریتم نرخ پس‌انداز

LRCM[۶]: لگاریتم بازدهی بازارهای رقیب

بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP): با افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید، رقابت‌پذیری محصولات شرکت‌های بورسی در داخل و خارج از کشور افزایش می‌یابد، به تبع آن، سود و سهم بازار شرکت‌های بورسی افزایش می‌یابد. با افزایش سود، منابع داخلی شرکت‌های بورسی نیز افزایش می‌یابد، در نتیجه، اعتبار و امکانات لازم برای تحقیق و توسعه و ایجاد فناوری و محصولات جدید فراهم می‌گردد و این امر سودآوری بلندمدت شرکت‌های بورسی و نیز دوام آن‌ها را تضمین می‌کند. بدین ترتیب با افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید و به تبع آن افزایش

۱. Mobilization of Financial Resources

۲. Logarithm of Mobilization of Financial Resources

۳. Logarithm of Stock Market Liquidity

۴. Logarithm of Economic Risk

۵. Logarithm of Saving Rate

۶. Logarithm of Return of the Competitor Markets

سودآوری شرکت‌های بورسی، تمایل سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام افزایش می‌یابد. آمارهای مربوط به بهره‌وری کل عوامل تولید از مرکز آمار ایران استخراج شده است.

ریسک اقتصادی (ER): کاهش ریسک اقتصادی به عنوان چارچوبی متشکل از قوانین و مقررات شفاف و باثبات و سیاست‌گذاری مناسب دولت، بستر لازم برای رشد مستمر و باثبات اقتصادی، و اطمینان نسبت به آینده است و باعث می‌شود تا محیط مناسبی برای سرمایه‌گذاری پس‌انداز کنندگان در بازار سرمایه فراهم گردد (عزتی و دهقان، ۱۳۸۷: ۷). به طور کلی، کاهش ریسک اقتصادی، نشان‌دهنده کیفیت و ثبات سیاست‌های اقتصادی است (زارعشاهی و احمدعلی، ۱۳۷۹: ۲۲۷). بنابراین در صورتی که در کشوری، کسری بودجه دولت نسبت به GDP در سطح معقولی باشد، نرخ تورم پایین، وضعیت تراز پرداخت‌ها مناسب، رشد اقتصادی بالا و مستمر باشد، مولفه‌های ریسک اقتصادی، محیط اقتصاد کلان با ثباتی را برای خریداران دارایی‌های مالی فراهم می‌کند (خلیلی عراقی و رمضانپور، ۱۳۸۰: ۲). در نتیجه، تجهیز منابع مالی در بازار سرمایه افزایش خواهد یافت. آمارهای مربوط به ریسک اقتصادی از پایگاه آماری PRSG استخراج شده است.

با توجه به این که شاخص راهنمای ریسک بین‌المللی کشوری (ICRG)[۱]، ابزارهایی را برای ارزیابی نقاط قوت و ضعف اقتصادی جاری کشور مورد نظر فراهم می‌نماید در این مطالعه برای بررسی امنیت اقتصادی ایران از شاخص فوق استفاده می‌شود. در حالت کلی زمانی که نقاط قوت آن بر نقاط ضعف آن فائق می‌آید ریسک پایینی را نشان خواهد داد و در صورتی که نقاط ضعف آن بر نقاط قوت آن غلبه کند در آن صورت ریسک بالایی را نشان خواهد داد. این نقاط قوت و ضعف به وسیله اختصاص امتیازهایی به گروهی از مولفه‌های از پیش تعیین شده مورد ارزیابی قرار می‌گیرند، که اصطلاحا مولفه‌های ریسک اقتصادی نامیده می‌شوند. حداقل امتیازی که می‌توان به هر کدام از مولفه‌ها اختصاص داد صفر است، در حالی که حداکثر امتیاز قابل اختصاص، وابسته به وزن ثابتی می‌باشد که به مولفه در ارزیابی ریسک اقتصادی داده می‌شود. در هر مورد، هر چه مجموع امتیاز کل پایین‌تر باشد ریسک بالاتر خواهد بود و هر چقدر امتیاز مورد نظر بیشتر باشد، ریسک پایین‌تر است. برای تضمین قابل مقایسه بودن ریسک اقتصادی بین کشورها، مولفه‌ها بر اساس نسبت‌های مورد توافق از میان داده‌های قابل اندازه‌گیری در بخش اقتصاد هستند. در اصل این نسبت‌ها می‌باشند که مورد مقایسه می‌گیرند، نه خود داده‌ها. امتیازهایی که به هر یک از

۱. International Country Risk Guide

مولفه‌ها تعلق می‌گیرد از مقیاس ثابتی گرفته می‌شود. به مولفه‌ها و امتیازات اختصاص یافته به هر کدام از آن‌ها در ذیل اشاره می‌گردد:

- تولید ناخالص داخلی سرانه (۵ امتیاز): GDP سرانه تخمینی در یک سال مفروض، بر اساس متوسط نرخ ارز (دلار آمریکا) در سال مفروض، به دلار آمریکا تبدیل می‌شود و به صورت درصدی از متوسط GDP تخمینی کل تمام کشورهای پوشش داده شده توسط ICRG نشان داده می‌شود.
- رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (۱۰ امتیاز): تغییر سالانه در GDP تخمینی بر اساس قیمت‌های ثابت سال ۱۹۹۰ در یک کشور مفروض به صورت درصد افزایش یا کاهش نشان داده می‌شود.
- نرخ تورم سالیانه (۱۰ امتیاز): نرخ تورم سالانه تخمینی (میانگین غیر وزنی شاخص قیمت مصرف‌کننده) به صورت درصد تغییر محاسبه می‌شود.
- نسبت تراز حساب جاری به GDP (۱۵ امتیاز): در این نسبت تراز حساب جاری تخمینی از تراز پرداخت‌ها برای سال مفروض را که بر اساس متوسط نرخ ارز (دلار آمریکا) همان سال به دلار آمریکا تبدیل شده، به صورت درصد از GDP تخمینی کشور مورد نظر که بر اساس متوسط نرخ ارز همان سال به دلار آمریکا تبدیل شده است، در نظر می‌گیرند.
- نسبت تراز بودجه دولت به GDP (۱۰ امتیاز): در این نسبت تراز بودجه تخمینی دولت مرکزی (شامل کمک‌های دولتی) برای سال مورد نظر بر اساس واحد پول ملی به صورت درصدی از GDP تخمینی برای آن سال بر اساس واحد پول ملی در نظر گرفته می‌شود.

نقدشوندگی بازار سرمایه (SML): نقدشوندگی عبارت از سهولت و سرعتی است که عامل‌ها می‌توانند دارایی‌ها را به قدرت خرید بر طبق قیمت‌های مورد توافق تبدیل کنند. ریسک نقدشوندگی به علت عدم اطمینان در تبدیل دارایی‌ها به پول نقد به وجود می‌آید (کازرونی، ۱۳۷۹: ۱۶۷). در صورتی که، بازار سهام قدرت نقدشوندگی سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت را افزایش ندهد، پس‌انداز کمتری به خرید دارایی‌های مالی تعلق می‌گیرد و نقدشوندگی کمتر باعث عدم اطمینان بیشتر به بازار سهام می‌گردد (نیلی و راستاد، ۱۳۸۲: ۷۷). بنابراین، بازارهای نقدشونده

باعث می‌شود سرمایه‌گذاران به پس‌اندازهایشان دسترسی داشته باشند و اعتمادشان به سرمایه‌گذاری در بازار سهام افزایش می‌یابد. در نتیجه، نقدشوندگی بیشتر بازار سهام منجر به جذب مقادیر بیشتری از منابع مالی می‌شود که از طریق بازار سهام به طرح‌های سرمایه‌گذاری هدایت می‌گردند (یارتی، ۲۰۰۸ و گارسیا و لیو، ۱۹۹۹). از نسبت ارزش مبادلات سهام به GDP به عنوان شاخص نقد شوندگی بازار سرمایه استفاده می‌شود. آمارهای ارزش مبادلات سهام و GDP از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ج. ا. ایران استخراج شده است.

نرخ پس‌انداز (SR): هر گاه اوضاع اقتصادی کشور به گونه‌ای باشد که نرخ پس‌انداز در کشور بالا باشد یعنی مردم علاوه بر صرف هزینه‌های روزانه قادر به انباشت بخشی از درآمد خود باشند می‌توان گفت سرمایه‌گذاری در آن کشور تقویت خواهد شد. از طرفی چون نرخ سرمایه‌گذاری به نرخ پس‌انداز بستگی دارد. بنابراین، سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه (خرید دارایی‌های مالی) نیز به نرخ پس‌انداز بستگی دارد (ابزری و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۶). بنابراین، نرخ پس‌انداز بالاتر منجر به جاری شدن وجوه بیشتر به سمت بازارهای سهام می‌شود و تجهیز منابع مالی در بازار سهام افزایش می‌یابد (جون و همکاران، ۲۰۱۵، یارتی، ۲۰۰۸ و کارچ[۱]، ۲۰۱۰). نرخ پس‌انداز به صورت نسبت پس‌انداز ناخالص ملی به تولید ناخالص ملی محاسبه می‌گردد. هم‌چنین آمارهای مربوط به متغیر پس‌انداز ناخالص ملی و تولید ناخالص ملی از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ج. ا. ایران استخراج شده است.

بازدهی بازارهای رقیب (RMC): علاوه بر حفظ قدرت خرید دارایی مالی در برابر تورم، بازدهی حقیقی بازارهای جانشین مانند طلا، ارز و مسکن در تصمیم‌گیری افراد در خرید دارایی مالی موثر است. بنابراین، چنان‌چه بازدهی بازارهای رقیب افزایش یابد، منابع به سمت سایر بازارها سرازیر می‌شود و منجر به کاهش تقاضا برای دارایی‌های مالی می‌گردد (ترابی و هومن، ۱۳۸۹: ۱۲۸) در نتیجه تجهیز منابع مالی بازار سهام کاهش می‌یابد. لذا در این مطالعه از میانگین بازدهی بازارهای رقیب (طلا، ارز، مسکن و سود سپرده‌های بانکی) به عنوان متغیر مستقل استفاده شده است (میزان رشد شاخص قیمت طلا، ارز، مسکن به عنوان بازدهی طلا، ارز، مسکن محاسبه شده است، سود سپرده‌های بانکی نیز به عنوان بازدهی سپرده‌گذاران محاسبه شده است). آمارهای مربوط به میانگین شاخص قیمت طلا، ارز، مسکن و نرخ سود سپرده‌های بانکی از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ج. ا. ایران استخراج شده است.

---

۱. Kurach (2010)

۵-۱- برآورد مدل

پیش از تخمین الگو لازم است پایایی متغیرهای مورد نظر در مدل، مورد آزمون قرار گیرد، با توجه به این که داده‌های مورد استفاده در این مطالعه فصلی است، برای آزمون ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد فصلی هجی (HEGY)[۱] استفاده شده است. بدین منظور ۳ فرضیه کلی زیر مورد بررسی قرار می‌گیرد:

- فرضیه کلی وجود ریشه واحد سالانه $\pi_3 = \pi_4 = 0$ ($F_{3,4}$)
- فرضیه کلی وجود ریشه واحد فصلی $\pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$ ($F_{2,3,4}$)
- فرضیه کلی وجود ریشه واحد فصلی و غیر متناوب $\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$ ($F_{1,2,3,4}$)

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY

متغیر	آزمون	F محاسباتی	F بحرانی	نتیجه
LSML	$F_{1,2,3,4}$	۴۲/۹	۶/۴۷	عدم وجود ریشه واحد فصلی و غیر متناوب
	$F_{2,3,4}$	۴۴/۵	۵/۹۹	عدم وجود ریشه واحد فصلی
	$F_{3,4}$	۴۱/۳	۶/۶۰	عدم وجود ریشه واحد سالانه
LRMC	$F_{1,2,3,4}$	۳۸/۷	۶/۴۷	عدم وجود ریشه واحد فصلی و غیر متناوب
	$F_{2,3,4}$	۳۹/۲	۵/۹۹	عدم وجود ریشه واحد فصلی
	$F_{3,4}$	۳۶/۳	۶/۶۰	عدم وجود ریشه واحد سالانه
LMFR	$F_{1,2,3,4}$	۳۳/۱	۶/۴۷	عدم وجود ریشه واحد فصلی و غیر متناوب
	$F_{2,3,4}$	۳۵/۴	۵/۹۹	عدم وجود ریشه واحد فصلی
	$F_{3,4}$	۳۳/۵	۶/۶۰	عدم وجود ریشه واحد سالانه
LSR	$F_{1,2,3,4}$	۷۲/۳	۶/۴۷	عدم وجود ریشه واحد فصلی و غیر متناوب
	$F_{2,3,4}$	۷۳/۸	۵/۹۹	عدم وجود ریشه واحد فصلی
	$F_{3,4}$	۷۱/۷	۶/۶۰	عدم وجود ریشه واحد سالانه
LER	$F_{1,2,3,4}$	۳۵/۲	۶/۴۷	عدم وجود ریشه واحد فصلی و غیر متناوب
	$F_{2,3,4}$	۳۷/۸	۵/۹۹	عدم وجود ریشه واحد فصلی
	$F_{3,4}$	۳۳/۴	۶/۶۰	عدم وجود ریشه واحد سالانه
LTFP	$F_{1,2,3,4}$	۲۵/۲	۶/۴۷	عدم وجود ریشه واحد فصلی و غیر متناوب
	$F_{2,3,4}$	۲۷/۸	۵/۹۹	عدم وجود ریشه واحد فصلی
	$F_{3,4}$	۲۳/۴	۶/۶۰	عدم وجود ریشه واحد سالانه

منبع: یافته‌های تحقیق

۱. HEGY Seasonal Unit Root Tests (Hyllberg, Engle, Granger & Yoo (1990))

(**ملاحظات:** آزمون ریشه واحد HEGY در حالت با عرض از مبدأ، متغیر مجازی فصلی و با متغیر روند در سطح معنی‌داری ۵ درصد صورت گرفته است).

اگر هر سه فرضیه یاد شده رد شوند، سری زمانی مورد نظر فاقد هرگونه ریشه واحد اعم از متناوب و غیر متناوب خواهد بود. البته اگر هر یک از این فرضیه‌ها پذیرفته شود، باز به راحتی می‌توان به نوع ریشه واحد سری زمانی پی برد. برای آزمون فرضیه‌های فوق از آماره F استفاده می‌شود. آماره F محاسباتی به جای مقادیر بحرانی جدول توزیع F معمولی با مقادیر بحرانی جدول آماره F آزمون HEGY که توسط گیسلز و همکاران (۱۹۹۴)[۱] ارائه شده است، مقایسه می‌گردد. بر اساس نتایج آزمون HEGY در جدول (۲)، متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق فاقد هرگونه ریشه واحد متناوب و غیر متناوب هستند و ایستا می‌باشند.

آزمون‌های تشخیص در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد مدل هیچ گونه مشکلی از لحاظ فروض کلاسیک ندارد. یعنی خودهمبستگی بین اجزای اخلال وجود نداشته، فرم تابعی مدل به خوبی تصریح شده، توزیع اجزای اخلال نرمال بوده و مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد.

جدول ۳: نتایج آزمون تشخیص

نوع آزمون	آماره آزمون	نتایج
آزمون فرم تبعی مدل (آزمون رمزی)	**F:** ۰/۰۰۵ **Prob:** ۰/۹۱	با توجه به آماره F و ارزش احتمال فرض مبنی بر درست بودن فرم تابع تخمین زده شده را نمی‌توان رد کرد.
آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها	**Prob:** ۰/۰۶۲۱	به سه دلیل توزیع پسماند نرمال است: ۱- قدر مطلق چولگی بین ۰/۱ و ۰/۵ است، ۲- آماره JB که توزیع آن چی دو از چی دو جدول در سطح ۵٪ کوچکتر است و ۳- احتمال نرمال بودن بزرگتر از ۵٪ است.
آزمون تشخیص همسانی واریانس	**Prob:** ۰/۱۳۰۵	نتایج آزمون وایت نشان‌دهنده قبول فرضیه H0 مبنی بر همسانی واریانس بین جملات پسماند است.
آزمون خودهمبستگی	**Prob:** ۰/۰۰۴ **DW:** ۱/۲۱	نتایج آزمون بریوش- گادفری نشان‌دهنده رد فرضیه H0 مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات پسماند است که برای رفع آن از فرآیندهای AR و MA استفاده شده است. شایان ذکر است مقدار دوربین واتسون بعد از رفع خودهمبستگی در مدل برابر ۱/۸۲ است.

منبع: یافته‌های تحقیق

بعد از انجام آزمون‌های تشخیص به منظور برآورد صحیح مدل، به تخمین مدل و تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته می‌شود. نتایج برآورد مدل با تصریحات متعدد در جدول (۴) ارائه شده است:

۱. Ghysels (1994)

طبق نتایج تخمین جدول (۴)، متغیر بهره‌وری کل عوامل تاثیر مثبت و معناداری بر تجهیز منابع مالی بازار سرمایه دارد. مطابق با یافته‌های پلگرینی و همکاران (۲۰۱۷)، اوویی و ماترون (۲۰۰۶)، براون و روی (۲۰۰۷)، پیرجتا و پوتونن (۲۰۰۷)، هلمن و همکاران (۲۰۰۲) و کاپلند و همکاران (۱۹۹۶) با افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید، رقابت‌پذیری بنگاه‌های بورسی افزایش یافته و به تبع آن فروش و سودآوری شرکت‌های بورسی افزایش می‌یابد. در نتیجه، تمایل شرکت‌ها برای تحقیق و توسعه و به کارگیری فناوری‌های نوین افزایش می‌یابد و روند سودآوری و بقای شرکت تضمین می‌گردد. بنابراین با افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید، بازده شرکت‌های بورسی افزایش می‌یابد در نتیجه تمایل مردم برای سرمایه‌گذاری در بورس افزایش می‌یابد و تجهیز منابع مالی در بازار سهام افزایش می‌یابد.

بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق، یک درصد افزایش در بهره‌وری کل عوامل باعث افزایش ۲۰ صدم درصدی تجهیز منابع در بازار سهام می‌شود.

نتایج حاصل از تخمین در جدول (۴) حاکی از آن است که شاخص ریسک اقتصادی تاثیر منفی و معناداری بر تجهیز منابع بازار سرمایه دارد، در حقیقت افزایش ریسک اقتصادی منجر به کاهش اطمینان به بازار سهام می‌گردد و زمینه نامساعد برای تجهیز منابع مالی و هدایت سرمایه‌های اندک افراد به سمت فعالیت‌های تولیدی را فراهم می‌آورد و منجر به کاهش تجهیز منابع مالی بلندمدت از طریق بازار سهام می‌شود. مطابق با یافته‌های فابریسش (۱۹۹۸)[۱]، یارتی (۲۰۰۸)، یارتی (۲۰۱۰) و گارسیا و لیو (۱۹۹۹)، افزایش ریسک اقتصادی تاثیر منفی و معناداری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق، یک درصد افزایش در شاخص ریسک اقتصادی باعث کاهش ۱۸ صدم درصدی تجهیز منابع در بازار سهام می‌شود.

نتایج جدول (۴)، حاکی از آن است که با افزایش نرخ پس‌انداز شاهد افزایش تجهیز منابع مالی در بازار سهام هستیم، به عبارت دیگر افزایش تجهیز منابع مالی بازار سهام تابع افزایش پس‌انداز است. زیرا با افزایش نرخ پس‌انداز، افراد منابع مالی بیشتری برای سرمایه‌گذاری در بازار مالی از جمله بازار سهام در اختیار دارند. یارتی (۲۰۱۰ و ۲۰۰۸)، جون و همکاران (۲۰۱۵)، گارسیا و لیو (۱۹۹۹) و کارچ (۲۰۱۰) بیان می‌دارند معمولا افزایش نرخ پس‌انداز منجر به انتقال مقادیر بیشتری

۱. Fabricius (1998)

منابع مالی به بازار سهام و تخصیص به سرمایه‌گذاری‌های مولد می‌گردد. با افزایش یک درصدی نرخ پس‌انداز، تجهیز منابع مالی در بازار سهام به میزان ۲۴ صدم درصد افزایش یافته است.

طبق نتایج جدول (۴) نقدشوندگی بازار سرمایه تاثیر مثبت و معناداری بر تجهیز منابع مالی بازار سهام دارد. زیرا با افزایش نقدشونگی بازار سهام به دلیل کاهش ریسک نقدشوندگی امکان جذب منابع مالی بیشتر به سوی بازار سهام فراهم می‌گردد. به بیان دیگر، با افزایش یک درصدی نقدشوندگی، توسعه بازار سهام به میزان ۳۲ صدم درصد افزایش می‌یابد. نتایج تحقیق نیز مطابق با چریف و گزدر (۲۰۱۰)[۱]، یارتی (۲۰۰۸)، یارتی (۲۰۱۰)، عبدالباکی (۲۰۱۳)، خورشیدی و همکاران (۲۰۱۰)، گارسیا و لیو (۱۹۹۹)، و فتحی و همکاران (۱۳۸۹) است.

جدول ۴: نتایج برآورد تاثیر بهره وری کل عوامل بر تجهیز منابع مالی بازار سهام

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)
C	۱/۶۴ (۰/۰۴)	۱/۶۲ (۰/۰۵)	۱/۴۵ (۰/۰۴)	۱/۲۷ (۰/۰۴)
LTFP	۰/۲۳ (۰/۰۲)	۰/۲۲ (۰/۰۲)	۰/۲۱ (۰/۰۳)	۰/۲ (۰/۰۳)
LSE	–	–	−۰/۱۷ (۰/۰۵)	−۰/۱۸ (۰/۰۴)
LRMC	–	–	–	−۰/۱۵ (۰/۰۴)
LSML	–	۰/۷۱ (۰/۰۵)	۰/۶۸ (۰/۰۴)	۰/۳۲ (۰/۰۴)
LSR	–	۰/۲۵ (۰/۰۴)	–	۰/۲۴ (۰/۰۳)
D	–	–	–	۰/۰۵ (۰/۰۲)
Durbin-Watson	۱/۸۸	۱/۸۷	۱/۸۴	۱/۸۲
R-Squared	./۸۹۲	./۹۰۳	./۹۱۹	۰/۹۲۴
Adj R-Squared	./۸۷۱	./۸۸۲	./۹۱۳	۰/۹۲
F	۱۷۴/۲	۱۵۰/۱	۱۳۲/۱	۱۲۱/۴۶

منبع: یافته‌های تحقیق

*اعداد داخل پرانتز مقدار p-valu را نشان می‌دهد.

یکی دیگر از عوامل تعیین کننده تجهیز منابع مالی بازار سرمایه، بازدهی بازارهای رقیب است. با افزایش بازدهی بازارهای رقیب نسبت به بازار سرمایه، منابع مالی کمتری به سوی بازار سرمایه روانه می‌گردد و در صورت کاهش بازدهی بازارهای رقیب نسبت به بازار سرمایه، منابع بیشتری به

۱. Cherif and Gazdar (2010)

سوی بازار سرمایه سرازیر می‌گردد. چریف و گزدر (۲۰۱۰) نیز معتقدند با افزایش نرخ بهره حقیقی، تمایل به خرید دارایی‌های مالی کاهش می‌یابد. بنابراین، هرچه بازدهی بازارهای رقیب بیشتر شود تجهیز منابع مالی در بازار سرمایه کاهش می‌یابد. مطابق با نتایج برآورد مدل، با افزایش یک درصدی بازدهی بازارهای رقیب، تجهیز منابع مالی در بازار سرمایه با کاهش ۱۵ صدم درصدی مواجه است. همچنین، متغیر مجازی تصویب دستورالعمل اجرایی معاملات برخط اوراق بهادار (D) تاثیر مثبت و معناداری بر تجهیز منابع مالی بازار سرمایه دارد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

زمانی یک شرکت بورسی می‌تواند به سودآوری مستمر و بقای خود امیدوار باشد که موضوع بهره‌وری را مورد توجه قرار داده باشد. افزایش بهره‌وری کل عوامل موجب کاهش هزینه‌های متوسط تولید و نهایتا افزایش رقابت‌پذیری محصولات شرکت‌های بورسی در بازارهای داخلی و خارجی می‌گردد. در نتیجه سودآوری شرکت‌های بورسی افزایش می‌یابد. افزایش سودآوری توان داخلی بنگاه برای سرمایه‌گذاری، تحقیق و توسعه و به کارگیری فناوری‌های نوین را افزایش می‌دهد و بقای شرکت را میسر می‌سازد. بنابراین با افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید و به تبع آن افزایش سودآوری شرکت‌های بورسی، تمایل سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام افزایش می‌یابد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد بهره‌وری کل عوامل اثر مثبت و معناداری بر تجهیز منابع مالی در بازار سهام دارد.

نقدشوندگی بازار سهام و نرخ پس‌انداز تاثیر مثبت و معناداری بر تجهیز منابع مالی بازار سهام دارد و منجر به ترغیب عموم افراد جامعه برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام برای هدایت سرمایه‌های اندک آنان به سمت فعالیت‌های مولد تولیدی می‌شود. متغیر مجازی تصویب دستورالعمل اجرایی معاملات برخط اوراق بهادار تاثیر مثبت و معناداری بر تجهیز منابع مالی بازار سهام دارد. همچنین، ریسک اقتصادی و بازدهی بازارهای رقیب تاثیر منفی و معناداری بر تجهیز منابع مالی بازار سهام دارند.

به منظور نقش مثبت بهره‌وری کل عوامل در تجهیز منابع مالی در بازار سهام پیشنهاد می‌شود:

- با توجه به تاثیر مثبت بهره‌وری کل عوامل تولید بر تجهیز منابع مالی بازار سهام، موانع کاهنده بهره‌وری کل عوامل تولید برطرف و عوامل فزاینده بهره‌وری کل عوامل تولید تقویت گردد.
- با توجه به تاثیر منفی ریسک اقتصادی بر تجهیز منابع مالی بازار سهام، دولت‌ها بایستی از اجرای سیاست‌های نامناسب در عرصه اقتصاد که ریسک اقتصادی را افزایش می‌دهد، اجتناب کنند. اجرای سیاست‌های کلان اقتصادی نامناسب که به صورت نرخ‌های بالای تورم، کسری شدید بودجه دولت، کسری مزمن تراز تجاری، نرخ رشد پایین و بعضا منفی اقتصاد، و افزایش بدهی‌های خارجی بروز می‌نماید، منجر به افزایش ریسک اقتصادی و کاهش تجهیز منابع مالی در بازار سهام می‌گردد.
- با توجه به تاثیر مثبت نقدشوندگی در تجهیز منابع مالی بازار سهام، ضروری است قوانین و امکانات لازم برای نقدشوندگی هر چه بیشتر سهام شرکت‌های بورسی فراهم گردد.

منابع و مآخذ:

۱. ابزری، مهدی. عابدی شربیانی، علی‌اکبر. و یاری، عوض (۱۳۹۱). "بررسی تاثیر عوامل کلان اقتصادی و سیاسی بر توسعه بازارهای مالی". کنفرانس ملی حسابداری، مدیریت مالی و سرمایه‌گذاری، دانشگاه جامع علمی-کاربردی استان گلستان.

۲. امامی میبدی، علی (۱۳۷۹). "اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی **۱**(۵): ۸۰-۶۴.

۳. ترابی، تقی. و هومن، تقی (۱۳۸۹). "اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص‌های بازدهی بورس اوراق بهادار تهران". فصلنامه مدلسازی اقتصادی **۱**(۱): ۱۴۴-۱۲۱.

۴. تهرانی، رضا. و خجسته، محمدعلی (۱۳۸۷). "رابطه بهره‌وری سرمایه با بازده آتی سهام و تاثیر آن بر استراتژی‌های سرمایه‌گذاری ارزشی و رشدی". فصلنامه علوم مدیریت ایران **۳**(۱۱): ۲۰-۱.

۵. جعفری، مهدی (۱۳۹۵). *تاثیر امنیت سرمایه‌گذاری بر تجهیز منابع مالی بازار سرمایه ایران*، پایان نامه دکتری، دانشگاه مفید.

۶. خلیلی عراقی، منصور. و رمضانپور، اسماعیل (۱۳۸۰). "اهمیت محیط باثبات اقتصاد کلان". مجله تحقیقات اقتصادی **۵۸**(۳۶): ۲۸-۱.

۷. دادگر، یدالله. و نظری، روح‌الله (۱۳۸۸). "ارزیابی شاخص‌های مالی در ایران". اولین کنفرانس بین‌المللی توسعه نظام تأمین مالی در ایران، مرکز مطالعات تکنولوژی دانشگاه صنعتی شریف.

۸. زارع‌شاهی، احمدعلی (۱۳۷۹). "بی‌ثباتی سیاسی و امنیت اقتصادی؛ و تاثیر آن بر عوامل تولید در ایران". فصلنامه مطالعات راهبردی **۳**(۷): ۲۴۱-۲۲۲.

۹. شاه‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۸۳). "بررسی اثر بهره‌وری کل عوامل بر قدرت رقابت‌پذیری (مطالعه موردی ایران)". نامه مفید (۴۵): ۱۶۹-۱۳۹.

۱۰. عزتی، مرتضی. و دهقان، محمدعلی (۱۳۸۷). *امنیت اقتصادی در ایران*، تهران، مطالعات اقتصادی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

۱۱. قائمی، محمدحسین. حمیدی، سلمان. و زواری رضایی، اکبر (۱۳۹۰). "رابطه شاخص‌های مالی و شاخص بهره‌وری در شرکت‌های تولیدی". مجله حسابرسی (۵۲): ۵-۱.

۱۲. نیلی، مسعود. و راستاد، مهدی (۱۳۸۲). "نقش نهادهای مالی در توسعه اقتصادی: عملکرد و چشم انداز (تجربه ایران)". مجموعه مقالات سیزدهمین کنفرانس سالانه سیاست‌های پولی و ارزی: تهران، پژوهشکده پولی و بانکی.

13. Abdelbaki, H. H. (2013). "Causality Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Development: Evidence from Bahrain". The International Journal of Business and Finance Research **7**(1): 69–84.
14. Ang, J. B. and McKibbin, W. J. (2007). "Financial Liberalization, Financial Sector Development and Growth: Evidence from Malaysia". Journal of Development Economics **84**(1): 215-233.
15. Avouyi, D. and Matheron, J. (2006). "Productivity and Stock Prices". Financial Stability Review **8**: 81-94.
16. Bekaert, G. Lundblad, C. and Harvey, C. R. (2011). "Financial Openness and Productivity". World Development **39**(1): 1-19.
17. Bencivenga, V. R. & Smith, B. D. (1991). "Financial Intermediation and Endogenous Growth". Review of Economics Studies **58**(2): 195-209.
18. Bonfiglioli, A. (2008). "Financial Integration, Productivity and Capital Accumulation". Journal of International Economics **76**(2): 337-355.
19. Chun, H. Kim, J. W. and Morck, R. (2016). "Productivity Growth and Stock Returns: Firm- and Aggregate-Level Analyses". Applied Economics DOI: 10.1080/00036846.2016.1142659
20. Cherif, M. & Gazdar, K. (2010). "Institutional and Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in MENA Region: New Results from a Panel Data Analysis". The International Journal of Banking and Finance **7**(1): 139-159.
21. Copeland, T. Koller, T. and Murrin, J. (1996). *Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies (2nd Ed.)*, John Wiley and Sons, Inc. Hoboken, New Jersey.
22. Garcia, F. V. and Liu, L. (1999). Macroeconomic Determinants of Stock Market Development. Journal of Applied Economics **2**(1): 29-59.
23. Greenwood, J. and Jovanovic, B. (1990). "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income". Journal of Political Economy **98**(5): 1076-1107.
24. Hall, R. E. & Jones, C. I. (1999). "Why do Some Countries Produce so much more Output Per Worker than Others?". The Quarterly Journal of Economics **114**(1): 83-116.
25. Hiriyappa, B. (2008). *Investment Management: Securities and Portfolio Management*, New Dehli, New Age International (P) Ltd., Publishers.
26. Ho, S. Y. and Iyke, B. N. (2017). "Determinants of Stock Market Development: A Review of the Literature". Studies in Economics and Finance **34**(1): 1-24.

27. Holmen, M. Marton, J. and Sjogren, S. (2002). "The Relation between Technological Innovations. Firm Value and Accounting Reports in the Airline Industry". Working Paper Presented at EAA Conference in Copenhagen Denmark, 25-27th of April.
28. İmrohoroğlu, A. and Tüzel, S. (2014). "Firm-Level Productivity, Risk, and Return". Management Science **60**(8): 2073-2090.
29. Jun, Z. Hongzhong, Z. Thierry, B. & Yannick, G. Z. S. (2015). "Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in Cameroon". International Journal of Scientific and Research Publications **5**(1): 1-11.
30. Khan, U. S. (2005). Macro determinants of total factor productivity in Pakistan. Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper 8693, 2. Retrieved from http://mpra.ub.uni-muenchen.de/8693/.
31. Khorshidi, H. A. Mokhatab Rafiei, F. & Hoseini, S. M. (2010). "Macroeconomic Determinants of Stock Market Development, Evidence of Iran". International Journal of Decision Science **1**(2): 135-144.
32. King, R. and Levine, R. (1993). "Finance and Growth: Schumpeter Might be Right". The Quarterly Journal of Economics **108**(3): 717-737.
33. Kose, M. A. Prasad, E. S. & Terrones, M. E. (2008). "Does Openness to International Financial Flows Contribute to Productivity Growth?". IZA Discussion Papers from Institute for the Study of Labor (IZA) Paper 3634.
34. Kurach, R. (2010). "Stock Market Development in CEE Countries-The Pane Data Analysis". Ekonomika **89**(3): 20-29.
35. Levine, R. (1997). "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda". Journal of Economic Literature 35: 688-726.
36. Pellegrini, C. B. Sergi, B. S. and Sironi, E. (2017). "Stock Returns, Productivity, and Corruption in Eight European Fast-Emerging Markets". Thunderbird International Business Review **59**(1): 15-22.
37. Tadesse, S. (2005). "Financial Development and Technology". William Davidson Institute Working Papers Series WP879, Working Paper Number 749. www.world-exchanges.org/home/index.php/statistics/annual-statistics.
38. Yartey, A.C. (2008). "The Determinants of Stock Market Development in Emerging Economies: Is South Africa Different?". IMF Working Paper WP/08/32.
39. Yartey, C. A. (2010). "The Institutional and Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in Emerging Economies". Applied Financial Economics 20: 1615-1625.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

بررسی اثر توسعه مالی بر سطح فقر: شواهدی از کشورهای عضو کنفرانس اسلامی[۱]

کریم آذربایجانی[۲]
زهرا نجفی[۳]
سمیه جمالی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۲۳

چکیده

در میان اقشار مختلف جوامع، فقر یکی از مخرب‌ترین عناصر اثرگذار بر سطح زندگی اقتصادی و اجتماعی مردم تلقی می‌شود. از طرفی، یکی از مهم‌ترین اهداف توسعه اقتصادی کشورها، توزیع عادلانه‌تر درآمدها و کاهش سطح فقر است. توسعه مالی یکی از مؤثرترین ابزارها در جهت نیل به این اهداف محسوب می‌شود و به طور مستقیم و غیر مستقیم بر کاهش نابرابری درآمد موثر است. از آن‌جا که سیاست‌گذاران همواره به دنبال راه‌هایی برای کاهش فقر هستند، بررسی ارتباط بین توسعه مالی و فقر مهم به نظر می‌رسد. بنابراین، در پژوهش حاضر سعی شده است تأثیر توسعه مالی بر سطح فقر در طول دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۳ برای کشورهای عضو کنفرانس اسلامی مورد بررسی قرار گیرد. نتایج بدست آمده حاکی از این است که توسعه مالی رابطه U معکوس با سطح فقر دارد و بیشتر کشورهای مورد بررسی در قسمت صعودی این منحنی قرار دارند. از طرفی، سایر برآوردها نشان دادند که تأثیرگذاری مؤثرتر توسعه مالی بر کاهش فقر در میان کشورهای دارای سطح درآمد بالا و متوسط و همچنین کشورهای دارای حاکمیت قانونی قوی‌تر بیشتر است.

واژگان کلیدی: فقر، توسعه مالی، داده‌های تابلویی، سازمان کنفرانس اسلامی.

Keywords: Poverty, Financial Development, Panel Data, Islamic Conference Organization.

JEL Classification: I_{30}, G_{20}, C_{23}.

---

۱. این مقاله مستخرج از طرحی است که با حمایت مالی دانشگاه پیام نور به تصویب رسیده است.

۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان Azarbaiejani@yahoo.co.in

۳. عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور (نویسنده مسئول) Najafi.29@gmail.com

۴. کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشگاه اصفهان، کارشناس مطالعات اقتصادی شهرداری شیراز somayeh.jamali1@gmail.com

۱- مقدمه

در میان اقشار مختلف جوامع، فقر یکی از مخرب‌ترین عناصر اثرگذار بر سطح زندگی اقتصادی و اجتماعی مردم تلقی می‌شود و همواره کاهش سطح فقر یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصادی و سیاسی مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است. از سوی دیگر، مطالعات تجربی کشورهای در حال توسعه حاکی از این است که غالباً گروه‌های کم‌درآمد و فقیر این کشورها از منافع ناشی از رشد سالیان گذشته بهره‌ای نبرده‌اند و سطح درآمد افراد فقیر روز به روز کاهش یافته و فقیرتر شده‌اند.

عامل اصلی توزیع نابرابر درآمدها علاوه بر تفاوت در بازدهی نیروی کار به توزیع نابرابر ثروت‌های تولیدی نیز مربوط می‌شود. تمرکز ثروت در دست گروه محدودی باعث شده این افراد سهم بیشتری از تولید ملی را از آن خود سازند، که با توسعه بخش مالی و گسترش ابزارها و واسطه‌های مالی، می‌توان این تمرکز ثروت را کنترل کرده و امکانات بیشتری در اختیار افراد با درآمد پایین قرار داد تا سهم خود را از تولید ملی افزایش دهند (سالم و عربیار محمدی، ۱۳۹۰: ۱۲۹).

در حقیقت، توسعه نظام یا بخش مالی شامل بازارها، نهادها و ابزارهای مالی می‌باشد (جابری خسروشاهی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۷۵). کانال‌های توسعه مالی شامل آزادسازی مالی، تعمیق مالی، مدیریت ریسک و نوآوری‌های مالی می‌شوند، که بر کارایی نظام مالی اثرگذار هستند (ابوترابی و همکاران، ۱۳۹۳). مطالعات اقتصادی و مالی نشان می‌دهد که عملکرد مناسب سیستم‌های مالی می‌تواند عامل بالقوه‌ای برای افزایش انباشت سرمایه فیزیکی، افزایش کارآیی اقتصادی و در نتیجه رشد اقتصادی بلندمدت باشد. زیرا سیستم مالی کارا باعث می‌شود سرمایه اضافی به بهترین مسیر استفاده‌اش هدایت شود و در جهت توزیع عادلانه درآمد حرکت کند، بنابراین یکی از عوامل مؤثر بر توزیع درآمد، توسعه مالی محسوب می‌شود (باتو و همکاران[1]، ۲۰۱۰: ۳).

بر طبق دیدگاه دهجیا و گاتی[2] (۲۰۰۳)، کمبود دسترسی افراد به اعتبارات مالی منجر به ایجاد یک فقر همیشگی در سطح جامعه می‌شود، که با توسعه مالی می‌توان ارائه خدمات مالی توسط مؤسسات مالی را افزایش داد، تا همه افراد جامعه از یک انتخاب وسیعی از خدمات بهره‌مند شوند. در مجموع، توسعه مالی می‌تواند به طور مستقیم (از طریق افزایش دسترسی خدمات مالی برای

[1]. Batuo (2010)
[2]. Dehejia and Gatti (2003)

افراد) و غیر مستقیم (از طریق بهبود مکانیسم‌های مالی و افزایش رشد اقتصادی) سطح فقر را تحت تأثیر قرار دهد (شاه‌آبادی، ۱۳۹۱).

کز و گون[1] (۲۰۰۷) معتقدند اگرچه همه کشورها در یک دوره زمانی طولانی سیاست‌های عمومی مختلفی را برای کاهش نابرابری به اجرا در می‌آورند، اما نابرابری هنوز برای تعدادی از اقتصاددانان به صورت چالش جدی باقی مانده است. با وجود کوشش‌های انجام شده هنوز در اکثر کشورهای جهان، که اغلب کشورهای کم درآمد یا با درآمد متوسط هستند، توزیع درآمد بین خانوارها به شکل ناعادلانه می‌باشد. در این میان کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی[2] (OIC) به عنوان جامعه آماری این پژوهش، که دومین سازمان بین دولتی پس از سازمان ملل متحد است، از این قاعده مستثنی نمی‌باشد.

سازمان کنفرانس اسلامی به عنوان یک سازمان بین‌المللی در سال ۱۹۶۹ تأسیس شده و شامل ۵۷ کشور اسلامی است که به دنبال یکپارچگی اقتصادی و اجتماعی و تامین امنیت و رفاه مردم خود و دیگر مسلمانان می‌باشند. کشورهای عضو این سازمان، حدود یک پنجم جمعیت جهان را تشکیل می‌دهند، به طوری که قادرند از طریق همکاری‌های اقتصادی و سیاسی نقش بارزی را در عرصه بین‌المللی ایفا نمایند. این سازمان از لحاظ گستره جغرافیایی در قاره‌های آسیا، افریقا، اروپا و امریکا پراکنده شده است و در واقع یک سازمان فرامنطقه‌ای محسوب می‌شود.

با توجه به اینکه همواره یکی از اهداف دولت‌ها کاهش فقر است و سیاست‌گذاران همواره به دنبال یافتن راه‌هایی برای کاهش آن هستند، بررسی ارتباط بین توسعه مالی و فقر برای سیاست‌گذاران مهم به نظر می‌رسد. بنابراین، پژوهش حاضر با هدف بررسی نقش توسعه مالی و با لحاظ سطوح درآمدی و حاکمیت قانونی[3] این کشورها، سعی در بررسی عوامل مؤثر بر سطح فقر در طول دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۳ دارد.

در ادامه، ساختار مقاله بدین صورت سازماندهی شده است که در بخش دوم، به بیان مبانی نظری مرتبط با سطح فقر و توسعه مالی پرداخته می‌شود و در بخش سوم چارچوب نظری مدل معرفی شده است. سپس در بخش چهارم نتایج حاصل از برآوردها ارائه گردیده و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادات مطرح شده است.

---

1. Köse and Güven (2007)
2. Organization-of-Islamic-Conference
3. Rule of Law

۲- مبانی نظری

فقر به معنی محرومیت مادی است، وضعیتی است که رفاه فرد یا خانوار در سطحی کمتر از سطح استاندارد (زندگی با درآمد پایین و مصرف اندک، تغذیه نامناسب و شرایط زندگی نامناسب) قرار دارد. یکی از عواملی که می‌تواند به کاهش سطح فقر در جامعه کمک کند، توسعه مالی است و به عنوان یک ابزار اساسی جهت بهره‌مندی گروه‌های کم‌درآمد از فرصت‌های لازم برای کسب درآمد و فعالیت‌های مولد معرفی شده است.

توسعه مالی به طور مستقیم، با افزایش دسترسی خدمات مالی برای افراد و به طور غیر مستقیم، با بهبود مکانیسم‌های مالی و افزایش رشد اقتصادی بر فقر اثرگذار است. در فرآیند توسعه مالی، افراد جامعه قابلیت دسترسی به ابزارها و نهادهای مالی را با هزینه کم پیدا می‌کنند (گولیامونت و کپودار[1]، ۲۰۰۵: ۸). اثرات توسعه بخش مالی بر کاهش سطح فقر و نابرابری درآمدی در زیر بیان شده است:

۱- تاثیر مستقیم توسعه مالی بر سطح فقر بدین صورت است که توسعه مالی از طریق معکوس کردن دلایل شکست بازارهای مالی همچون ایجاد تقارن اطلاعات بین گروه‌های مختلف اجتماعی، کاهش هزینه ثابت دادن وام به وام‌گیرندگان کوچک، بهبود خدمات ضمانت و بیمه، تقویت دارایی‌های کارای فقرا، کاهش نرخ بهره، افزایش دسترسی به خدمات پس‌انداز بیشتر و راحت‌تر، افزایش نقدینگی خانوارها، و افزایش سرعت برخورداری از خدمات مالی، می‌تواند زمینه مناسب را برای فقرا جهت دسترسی به مالیه رسمی فراهم کند و موجب کاهش فقر و نابرابری درآمد شود (دل‌انگیزان و سنجری، ۱۳۹۲: ۷۲).

۲- در بررسی تاثیر غیر مستقیم توسعه مالی بر سطح فقر می‌توان گفت که نهادهای مالی با انتقال وجوه از پس‌اندازکنندگان به سرمایه‌گذاران و فراهم کردن وجوهی برای سرمایه‌گذاری مولد از یک طرف و با کاهش عدم تقارن اطلاعات برای قرض‌کنندگان و وام‌دهندگان و تخصیص وجوه مالی به مولدترین بخش‌های اقتصادی از طرف دیگر، موجب تأثیرگذاری بیشتر بر رشد اقتصادی و تسریع آن و افزایش کارایی و رفاه اقتصادی می‌شوند؛ که در نتیجه بر شکاف درآمدی مؤثر خواهد بود (هو و اوهیامبو[2]، ۲۰۱۱: ۱۰۳).

---

[1]. Guillaumont and Kpodar (2005)
[2]. Ho and Odhiambo (2011)

گرینوود و جووانوویچ[1] (۱۹۹۰) رابطه غیر خطی بین توسعه مالی و نابرابری را پیش‌بینی کردند، که در آن اثر توسعه مالی به سطح توسعه اقتصادی بستگی دارد. در مراحل اولیه توسعه، به دلیل هزینه‌های ثابت پیوستن به ائتلاف مالی[2]، تنها افراد غنی می‌توانند به خدمات مالی دسترسی داشته باشند، در نتیجه نابرابری درآمد گسترده‌تر می‌شود؛ همان‌طور که اقتصاد توسعه می‌یابد، سیستم مالی در دسترس‌تر و مقرون به صرفه را برای فقرا فراهم می‌کند؛ زیرا سرمایه انسانی به عنوان محرک اصلی رشد، جایگزین سرمایه فیزیکی می‌شود. گالور و زیرا[3] (۱۹۹۳) و گالور و مواو[4] (۲۰۰۴) رابطه‌ی خطی بین توسعه مالی و توزیع درآمد را ادعا کردند. آن‌ها نشان دادند که تعمیق مالی[5]، از طریق کانال‌های سرمایه انسانی و انباشت سرمایه محدودیت اعتباری را به نفع گروه‌های کم درآمد آسان می‌کند (ناکیور و ژانگ[6]، ۲۰۱۶: ۴).

در اهمیت توسعه بخش مالی می‌توان گفت که یک سیستم کارآمد توسعه مالی نقش اساسی در تجهیز منابع مالی برای سرمایه‌گذاری، تشویق ورود و تجهیز سرمایه‌های خارجی و بهینه‌سازی سازوکار تخصیص منابع دارد. اگرچه ساختار مالی هر کشور دارای بخش‌های متنوعی است، اما به طور کلی توسعه مالی مفهومی چند وجهی است و شامل ابعاد زیر می‌باشد:

۱- پولی و بانکی: اندازه، ساختار و کارایی بخش بانکی، به دلیل اینکه نقش مهمی در فرآیند تجهیز پس‌اندازها، شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری و متنوع‌سازی ریسک ایفا می‌کند؛ به عنوان بُعد مستقلی از توسعه مالی در نظر گرفته شده است.

۲- آزادی و باز بودن بخش مالی: جایگاه نظام مالی داخلی در جابه‌جایی فرامرزی منابع مالی را بیان می‌کند. این بُعد ورود و خروج سرمایه، محدودیت مبادله دارایی‌های مالی یا ابزارهای ارزی خارجیان و افراد مقیم را بررسی می‌کند.

۳- مقررات و نظام حاکم بر یک بخش: به دلیل وجود اطلاعات نامتقارن و همچنین شکست بازار در مبادله‌های مالی، این بُعد از جنبه‌های مهم توسعه مالی می‌باشد.

---

1. Greenwood and Jovanovic (1990)
2. Financial Coalition
3. Galor and Zeira (1993)
4. Galor and Moav (2004)
5. Financial Deepening
6. Naceur and Zahng (2016)

۴- ظرفیت و محیط نهادی: فضای قانونی و سیاسی در کیفیت خدماتی که موسسه‌های مالی ارائه می‌دهند، نقش تعیین‌کننده‌ای دارد. کیفیت نهادهای قانونی، حقوق مالکیت، کیفیت دیوان سالاری و مسئولیت‌پذیری دولت در عملکرد سیستم مالی تأثیر می‌گذارد.

در مجموع می‌توان گفت که ساختار مالی یک کشور از بازارها و محصولات مالی مختلف تشکیل شده است و چند معیار محدود نمی‌تواند تمام جنبه‌های لازم توسعه مالی را دربرگیرد (هاگن و ژانگ[1]، ۲۰۱۴: ۶۷).

نظریه‌ها نتایج متناقضی را در مورد رابطه توسعه مالی و نابرابری و فقر فراهم می‌کنند، ولی اکثر مطالعات تجربی نشان می‌دهند که توسعه مالی منجر به کاهش فقر و نابرابری می‌شود. برای مثال، شواهد بین کشوری[2] از بک و همکاران[3] (۲۰۰۴ و ۲۰۰۷)، هانوهن[4] (۲۰۰۴)، لی و همکاران[5] (۱۹۹۸)، و راجان و زینگالس[6] (۲۰۰۳) نشان دادند که گسترش اعتبارات بخش خصوصی می‌تواند باعث افزایش سطح درآمد فقرا شود و نابرابری درآمدی را کاهش دهد و دیدگاه گرینوود و جووانوویچ (۱۹۹۰) رد می‌شود. یک تشابه این مطالعات تجربی استفاده از نسبت اعتبارات خصوصی به GDP، به عنوان شاخصی از توسعه مالی است. چنین شاخصی بُعد توسعه مالی را نشان می‌دهد. باید توجه نمود که صرف توسعه مالی نمی‌تواند باعث کاهش فقر شود، زیرا امکان دارد که توسعه مالی به گونه‌ای باشد که دسترسی افراد فقیر را به بازارهای مالی محدود کند و یا باعث کاهش فرصت‌های برابر اقتصادی شود که این کار می‌تواند حتی منجر به افزایش فقر نیز گردد.

کانیدا و همکاران[7] (۲۰۱۱) دریافتند که یکپارچگی مالی، با منفعت بردن ثروتمندان نابرابری درآمد را تشدید می‌کند. به طور مشابه، فیوسری و لانگانی[8] (۲۰۱۵) تأثیر باز بودن حساب سرمایه بر نابرابری را بررسی کردند و دریافتند که آزادسازی سیستم‌های مالی داخلی می‌تواند نابرابری درآمد را، هم در دوره کوتاه‌مدت و هم در میان‌مدت، بدتر کند (ژوانگ[9]، ۲۰۰۹؛ ناکیور و ژانگ، ۲۰۱۶: ۴). همچنین بر طبق دیدگاه راجان و زینگالاس (۲۰۰۳)، می‌توان اذعان داشت

---

1. Hagen and Zhang (2014)
2. Cross-Country
3. Beck and others (2004 & 2007)
4. Honohan (2004)
5. Li (1998)
6. Rajan and Zingales (2003)
7. Kunieda (2011)
8. Furceri and Loungani (2015)
9. Zhuang (2009)

توسعه مالی می‌تواند با کاهش محدودیت‌های اعطای اعتبارات موجب افزایش تخصیص اعتبارات به افراد بیشتر و به تبع آن فقیران شود و هرچه بازارهای مالی رقابتی‌تر باشند، دسترسی به اعتبارات آسان‌تر و بیشتر خواهد بود.

یکی دیگر از مواردی که می‌تواند به عنوان کانالی برای تأثیرگذاری توسعه مالی در جهت کاهش سطح فقر مطرح باشد، حاکمیت قانونی است (ناکیور و ژانگ، ۲۰۱۶: ۵). حاکمیت قانونی برطبق دیدگاه بارو[1] (۱۹۹۶) در واقع میزان احترام عملی است که دولتمردان و شهروندان یک کشور برای نهادهایی، با هدف وضع و اجرای قانون و حل اختلاف، قائل هستند. تأکید بر تأمین قضایی، حفظ و تقویت دادگاه‌ها و قضات عادل و منصف، با حمایت از حقوق دارایی‌های فیزیکی و فکری و ضمانت اجرای قراردادها انگیزه‌های سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های نوآورانه و مبتکرانه را افزایش می‌دهد (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۵۰)؛ همچنین، حاکمیت قانون تضمین حقوق مالکیت و حسن اجرای قراردادها و هدایت صحیح منابع را به دنبال دارد که به سرمایه‌گذاری‌های مولد منجر می‌شود (شاکری و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۶) و می‌تواند در راستای افزایش درآمد و بالا بردن سطح کیفی زندگی مردم مؤثر واقع شود.

۲-۱- مطالعات پیشین

فاووی و ابیدویی[2] (۲۰۱۱) تاثیر توسعه مالی را با شاخص اعتبارات خصوصی بر سطح فقر و نابرابری برای کشورهای آفریقای جنوبی بررسی کردند. یافته‌های بدست آمده از تحقیق نشان داد که اعتبار خصوصی هیچ تاثیر قابل توجهی بر کاهش فقر این کشورها ندارد. با این حال متغیرهای کنترل تورم و آزادسازی تجاری توانسته‌اند انگیزه لازم برای کاهش سطح فقر را به دنبال داشته باشند.

کیم و لین[3] (۲۰۱۱) به بررسی توسعه مالی و نابرابری درآمدی در ۶۵ کشور نمونه و در طول دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰ پرداختند. در این پژوهش برآوردها با استفاده از روش آستانه‌ای صورت پذیرفت. نتایج بدست آمده نشان داد که پیش‌بینی تأثیرتوسعه مالی بر نابرابری درآمدی به طور اساسی به سطح مرحله توسعه مالی بستگی دارد. بر طبق دیدگاه آن‌ها منافع توسعه مالی تنها زمانی

[1]. Barro (1996)
[2]. Fowowe and Abidoye (2011)
[3]. Kim and Lin (2011)

رخ می‌دهد که یک کشور به سطح آستانه‌ای توسعه مالی رسیده باشد. بعد از این مرحله توسعه مالی می‌تواند سبب کاهش نابرابری درآمد شود. همچنین به این نتیجه رسیدند که کمترین میزان توسعه مالی می‌تواند به عنوان پیش‌شرطی برای کاهش نابرابری درآمد محسوب می‌شود.

ناکیور و ژانگ (۲۰۱۶) شواهدی بر ارتباط بین توسعه مالی و فقر برای ۱۴۳ کشور و در طول دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۶۱ ارائه دادند. در این پژوهش ابعاد مختلف توسعه مالی از جمله دسترسی به منابع مالی، کارآیی، ثبات، و آزادسازی در سه مدل مختلف در نظر گرفته شده است. نتایج بدست آمده حاکی از این است که بجز شاخص آزادسازی مالی که تمایل به تشدید نابرابری و فقر دارد، سایر ابعاد توسعه مالی می‌توانند به طور معناداری نابرابری درآمد و فقر را کاهش دهند. همچنین در این پژوهش تأثیر قابل توجه شاخص توسعه بخش بانکی بر نابرابری و فقر نسبت به شاخص توسعه بازار سهام مورد تأیید قرار گرفت.

صمدی (۱۳۸۹) به بررسی عوامل مؤثر بر توسعه مالی و آزمون فرضیه باز بودن هم‌زمانی (تجاری-مالی) در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰ با روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) پرداخت. نتایج حاصل از تخمین الگو و آزمون فرضیه باز بودن نشان داد که باز بودن تجاری و مالی تأثیر مثبت و معناداری بر توسعه مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد. همچنین باز بودن هم‌زمانی تجاری و مالی، در مقایسه با سیاست‌های مجزای آزادسازی تجاری و مالی، تأثیر بیشتری بر توسعه مالی دارد. از طرفی، باز بودن هم‌زمانی تجاری و مالی، به عنوان یک شرط کافی برای توسعه مالی و پیش‌شرط لازمی برای جلوگیری از بحرانِ کشورهای در حال توسعه از جمله ایران محسوب می‌گردد.

دل‌انگیزان و سنجری (۱۳۹۲) به بررسی رابطه بین توسعه مالی و کاهش فقر در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۲ با روش ARDL[1] پرداختند. در این پژوهش برای توسعه مالی از سه شاخص (نسبت بدهی‌های نقدی به GDP (M2Y)، نسبت نقدینگی منهای اسکناس و مسکوک خارج از سیستم بانکی به GDP (QMY) و شاخص نسبت اعتبارات داده شده از سوی بانک‌ها به بخش خصوصی به GDP (private)) استفاده شده است و شاخص کاهش فقر، هزینه مصرفی خصوصی سرانه در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل شده حاکی از وجود رابطه بلندمدت معکوس بین شاخص‌های M2Y و private و فقر بوده، اما با شاخص QMY وجود رابطه بلندمدت تأیید شده است. همچنین بررسی رابطه علّیت برای هر سه شاخص توسعه مالی نشان داد، در حالتی که

[1]. Autoregressive Distributed Lag Model

شاخص توسعه مالی برابر با private باشد، کاهش فقر علّیت آن محسوب می‌شود و در بقیه حالات علّیت بین کاهش فقر و توسعه مالی برقرار نبوده است.

اصغرپور و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر جهانی شدن بر توزیع درآمد در کشورهای عضو کنفرانس اسلامی طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۴ پرداختند. آن‌ها در مطالعه خود از دو متغیر درجه باز بودن تجاری و نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید، به عنوان شاخص‌های جهانی شدن استفاده کردند. همچنین اثر متغیرهای سهم مخارج دولت به GDP، تورم و رشد جمعیت بر ضریب جینی را در قالب دو مدل مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد فرضیه کوزنتس بین کشورهای اسلامی مورد تأیید قرار نمی‌گیرد و درجه باز بودن تجاری دارای تأثیر مثبت و معنادار بر ضریب جینی است، اما سایر متغیرهای اندازه دولت، تورم و نرخ رشد جمعیت معنادار نشده‌اند. همچنین در مدل دوم با بررسی اثر خطی درآمد سرانه واقعی، یافته‌ها حاکی از آن است که توزیع درآمد با افزایش درآمد سرانه واقعی بهبود یافته و متغیرهای درجه باز بودن تجاری و سهم مخارج دولت به GDP و نرخ تورم باعث افزایش ضریب جینی و نابرابری درآمد شده‌اند.

حسنوند و نادمی (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای، اثرات توسعه مالی بر کاهش فقر را طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۴ و با استفاده از روش سری‌های زمانی ساختاری در ایران مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه جهت بررسی توسعه مالی از شاخص "عمق مالی به صورت نسبت تسهیلات اعطایی سیستم بانکی به بخش غیر دولتی بر GDP" استفاده شده است. نتایج برآورد مدل‌های تحقیق نشان می‌دهد توسعه مالی تأثیری غیر خطی و آستانه‌ای بر فقر مطلق داشته است. بدین معنا که تا قبل از حد آستانه‌ی مشخصی، توسعه‌ی مالی موجب بدتر شدن وضعیت فقر مطلق در جامعه شده است، اما پس از عبور از این حد آستانه و گسترش توسعه‌ی مالی در ایران، گسترش توسعه‌ی مالی تأثیری مثبت و معنی‌دار بر کاهش فقر مطلق داشته است.

بر اساس مطالعات صورت گرفته و مطرح شده در بالا، در این پژوهش سعی شده است تاثیر توسعه مالی بر سطح فقر در کنار سایر عوامل اثرگذار، در گروهی از اعضای کشورهای OIC در طول دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۳ مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به اینکه بیشتر مطالعات صورت گرفته به بررسی رابطه غیر خطی به صورت U معکوس بین توسعه مالی و سطح فقر پرداخته‌اند، نوآوری پژوهش حاضر بر این اساس است که تاثیرگذاری توسعه مالی بر سطح فقر، در قالب چندین مدل

(با لحاظ تأثیرات سطوح متفاوت درآمدی و حاکمیت قانونی) در کشورهای مورد بررسی مد نظر قرار گرفته است.

۳- روش تحقیق

در این پژوهش سه مدل برای بررسی اثر توسعه مالی بر سطح فقر نمونه‌ای از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی برآورد می‌شود. در مدل اول سعی شده است که این بررسی به طور جداگانه و در قالب یک مدل غیر خطی (U معکوس) صورت بگیرد، در مدل دوم اثر توسعه مالی بر سطح فقر با لحاظ سطوح درآمدی متفاوت کشورها تحلیل می‌شود و در مدل سوم اثر توسعه مالی بر سطح فقر با لحاظ میزان حاکمیت قانونی متفاوت کشورها مورد بحث قرار می‌گیرد؛ در نهایت نیز این پرسش مطرح می‌شود که آیا سطوح درآمدی متفاوت کشورها (کشورهای با سطح درآمد بالا، متوسط و پایین) کانال موثری بر اثرگذاری توسعه مالی بر فقر محسوب می‌شود؟

نمونه مورد بررسی این پژوهش مربوط به ۴۱ کشور[۱] از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی برای دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۳ می‌باشد. داده‌های استفاده شده از سایت بانک جهانی[۲] گردآوری شده‌اند. همچنین برآوردهای صورت گرفته با استفاده از نرم‌افزار Stata15 و روش داده‌های تابلویی[۳] انجام شده است.

بر پایه ادبیات توزیع درآمد و توسعه مالی و بر اساس مدل ارائه شده ناکیور و ژانگ (۲۰۱۶) معادله اصلی زیر دنبال خواهد شد، که در آن بدون هیچ‌گونه واسطه‌ای به تحلیل اثر توسعه مالی بر سطح فقر در کشورهای مورد بررسی پرداخته می‌شود:

$$Pov_{i,t} = \alpha + \beta_1 FD_{i,t} + \beta_2 FD_{i,t}^2 + \gamma_1 Y_{i,t} + \gamma_2 Inf_{i,t} + \gamma_3 Lib_{i,t} + \gamma_4 Size_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

در معادله بالا، $Pov_{i,t}$، متغیر وابسته فقر است، در رابطه با شاخص فقر در مطالعات انجام شده، از شاخص‌های متعددی از جمله ضریب جینی، هزینه مصرفی سرانه و درآمد سرانه استفاده شده

---

[۱]. کشورهای مورد بررسی در این پژوهش، بر اساس داده‌های قابل دسترس عبارتند از: الجزایر، بورکینافاسو، کامرون، مصر، گابن، گامبیا، گینه، گینه بیسائو، ایران، اردن، قزاقستان، آلبانی، آذربایجان، بحرین، بنگلادش، برونئی، کوموروس، ساحل عاج، کویت، قرقیزستان، لبنان، مالزی، مالی، موریتانی، موزامبیک، نیجر، نیجریه، عمان، پاکستان، قطر، سنگال، سیرالئون، سودان، سورینام، تاجیکستان، توگو، تونس، ترکیه، اوگاندا، اندونزی.

[2]. World Bank

[3]. Panel-Data

است، اما مطالعات انجام شده در این زمینه نشان می‌دهد که هزینه مصرفی از بین متغیرهای دیگر قابل اعتمادتر بوده و نسبت به درآمد نیز پایدارتر است (وولارد و لیبرانت[۱]، ۱۹۹۹؛ راوالیون[۲]، ۱۹۹۲؛ اودهیمبو[۳]، ۲۰۰۹، کوارتی[۴]، ۲۰۰۵). این شاخص با تعریف فقر از نظر بانک جهانی یعنی "ناتوانی به دست آوردن حداقل استاندارد زندگی" که بر حسب نیازهای اساسی اندازه‌گیری می‌شود، سازگار است (دل‌انگیزان و سنجری، ۱۳۹۲: ۷۳). بنابراین در این پژوهش نیز از رشد هزینه مصرفی سرانه به عنوان شاخص تأیید شده سطح فقر استفاده می‌شود.

$FD_{i,t}$ شاخص توسعه مالی است، که شاخص آن اعتبار داخلی بخش خصوصی توسط بانک‌ها به صورت درصدی از GDP[۵] است[۶]. در معادله بالا انتظار می‌رود β منفی باشد، که نشان می‌دهد توسعه مالی بالاتر می‌تواند فقر را کاهش دهد.

$Y_{i,t}$ لگاریتم GDP سرانه است که برای کنترل اثر توسعه اقتصادی استفاده می‌شود، و انتظار می‌رود γ_1 منفی باشد، زیرا فقر کمتر با سطح درآمد بالاتر مرتبط است.

$Inf_{i,t}$ معرف نرخ تورم کشورهای مورد بررسی است، از آن‌جا که تورم به فقرا بیشتر از ثروتمندان لطمه می‌زند، بنابراین انتظار می‌رود که γ_2 مثبت باشد.

$Lib_{i,t}$ معرف آزادسازی تجاری است، که به صورت مجموع سهم صادرات و واردات به GDP می‌باشد و انتظار می‌رود که با ضریب γ_3 بر سطح فقر اثر منفی داشته باشد.

متغیر بعدی $Size_{i,t}$ می‌باشد که بیانگر اندازه دولت است و با شاخص میزان مخارج مصرفی به GDP اندازه‌گیری می‌شود و انتظار می‌رود با ضریب γ_4 دارای تاثیر منفی بر سطح فقر باشد.

در ادامه اثر توسعه مالی بر فقر با لحاظ سطوح درآمدی هر کشور در نظر گرفته شده است. کشورهای مورد بررسی در این مطالعه به سه گروه تقسیم شده‌اند: کشورهای کم درآمد، کشورهای با درآمد متوسط و کشورهای با درآمد بالا.

---

1. Woolard and Leibbrandt (1999)
2. Ravallion (1992)
3. Odhimbo (2009)
4. Quartey (2005)
5. Domestic Credit to Private Sector by Banks (% of GDP)

۶. این شاخص در مطالعات سلیمی‌فر و همکاران (۱۳۹۱)، دل‌انگیزان و سنجری (۱۳۹۲)، زراءنژاد و همکاران (۱۳۹۳)، حسنوند و نادمی (۱۳۹۶)، لوین (۲۰۰۰)، کلکیون (۲۰۰۷)، ساینگ و همکاران (۲۰۰۹)، انگ (۲۰۱۰)، ناکیور و ژانگ (۲۰۱۶) نیز به عنوان شاخص توسعه مالی به کار رفته است و از پایگاه توسعه مالی جهانی (GFDD) گردآوری شده است.

معادله (۲)، رگرسیون چگونگی اثرات مختلف توسعه مالی در هر سه گروه مختلف درآمدی را بیان می‌کند، هدف از برآورد این مدل آن است که تاثیر توسعه مالی بر سطح فقر در سطوح مختلف درآمدی چگونه خواهد بود؟

$$\mathrm{Pov_{i,t}} = \alpha + \beta_1 \mathrm{FD_{i,t}} + \beta_2 \mathrm{FD_{i,t}} \times \mathrm{D_{mid}} + \beta_3 \mathrm{FD_{i,t}} \times \mathrm{D_{low}} + \delta_1 \mathrm{D_{low}} + \delta_2 \mathrm{D_{mid}} + \gamma_1 \mathrm{Y_{i,t}} + \gamma_2 \mathrm{Infl_{i,t}} + \gamma_3 \mathrm{Lib_{i,t}} + \gamma_4 \mathrm{Size_{i,t}} + \varepsilon_{i,t} \quad (۲)$$

D_{low} و D_{mid} که بیانگر سطوح درآمدی گروه‌های کم درآمد و درآمد متوسط می‌باشد، به عنوان متغیرهای دامی هستند. اگر هر دو برابر صفر باشند، β_1 ضرایب توسعه مالی در کشورهای با درآمد بالا است. همین قیاس، $\beta_2+\beta_1$ اثر توسعه مالی کشورهای با درآمد متوسط را نشان می‌دهد، در حالی که $\beta_3+\beta_1$ اثر توسعه مالی در کشورهای با درآمد کم را نشان می‌دهد.

در مدل سوم به مطالعه و بررسی چگونگی نقش کیفیت نهادها یا اثر حاکمیت قانونی ($Rule$) بر رابطه توسعه مالی و فقر پرداخته شده است. متغیر حاکمیت قانون بیانگر کیفیت سیستم قضایی قانونی و رسمی یک کشور می‌باشد و به اندازه‌گیری میزان اطمینان و وفاداری کارگزاران به قوانین جامعه (به خصوص در مورد کیفیت پلیس، دادگاه‌ها و الزام به اجرای قراردادها می‌پردازد (WGI[1]، ۲۰۱۷)؛ هدف از برآورد این مدل بررسی تأثیر توسعه مالی بر سطح فقر با لحاظ حاکمیت قانونی کشورهای مورد بررسی می‌باشد:

$$Pov_{i,t} = \alpha + \beta_1 FD_{i,t} + \beta_2 FD_{i,t} \times Rule + \delta_1 Rule + \gamma_1 Y_{i,t} + \gamma_2 Infl_{i,t} + \gamma_3 Lib_{i,t} + \gamma_4 Size_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۳)$$

در مدل (۳)، اگر β_1 و β_2 هر دو منفی باشند، کیفیت بهتر قانون تمایل به تقویت کاهش فقر بر اثر توسعه مالی دارد. در مقابل، اگر β_1 و β_2 دارای علائم متفاوت باشند، کیفیت نهاد ممکن است اثر توسعه مالی بر فقر را کاهش دهد.

۴- نتایج تجربی

روش داده‌های تابلویی، روشی برای تلفیق داده‌های مقطعی و سری زمانی[2] است. معمولاً روش‌های سنتی اقتصاد سنجی، سری‌های زمانی و داده‌های مقطعی، ناهمگنی‌های مربوط به مقاطع را در نظر

[1]. http://info.worldbank.org/governance/wgi/faq.htm
[2]. Polling data and Time series

نمی‌گیرند و نتایج تخمین دارای ریسک تورش هستند. اما استفاده از داده‌های پانل، تورش برآورد را از بین می‌برد یا کم می‌کند، در حقیقت اثرات فردی ناهمگن بنگاه‌ها را به حساب می‌آورد. از طرفی بالا بودن حجم مشاهدات باعث می‌شود مسئله هم‌خطی در اقتصادسنجی تاحدودی رفع شود.

برای انتخاب نوع برآورد[۱] به وسیله روش داده‌های مقطعی و داده‌های تابلویی از آزمون F لیمر[۲] استفاده شده است. فرض صفر این آزمون تأیید داده‌های مقطعی است. همچنین در ادامه جهت تعیین تخمین مدل، در داده‌های پانلی برای برآورد الگو دو روش اثرات ثابت و تصادفی[۳] وجود دارد. از آزمون هاسمن[۴] برای انتخاب بین دو روش ذکر شده استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون مبنی بر اثرات تصادفی است. لذا در ادامه نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: نتیجه آزمون‌های F لیمر و هاسمن

آماره	آزمون	مقدار	P-value	نتیجه
مدل (۱)	F لیمر	۱/۳۵	۰/۰۷۳	تایید داده‌های تابلویی در سطح ۹۰٪
	هاسمن	۱۴/۱۱	۰/۰۱۵	تایید اثرات ثابت در سطح ۹۹٪
مدل (۲)	F لیمر	۱/۴۱	۰/۰۴۹	تایید داده‌های تابلویی در سطح ۹۵٪
	هاسمن	۸/۸۲	۰/۱۱۶	تایید اثرات تصادفی در سطح ۹۰٪
مدل (۳)	F لیمر	۱/۲۵	۰/۱۳۸	تایید داده‌های مقطعی در سطح ۹۰٪

مأخذ: یافته‌های محقق

همان‌طور که جدول بالا نشان می‌دهد مقدار آماره F لیمر مربوط به الگوی اول و دوم به ترتیب با احتمال ۰/۰۷ و ۰/۰۴ به دست آمده است که نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر اینکه داده‌ها به صورت مقطعی هستند، به نفع فرضیه مقابل یعنی روش داده‌های تابلویی رد می‌شود. لذا این دو الگو به ترتیب با حداکثر ۱۰ درصد و ۵ درصد خطای نوع اول به صورت داده‌های تابلویی تخمین

---

[۱]. بررسی نتایج مانایی متغیرهای به کار رفته در مدل با استفاده از آزمون مدلا و وو (MW) صورت گرفته و نتایج بدست آمده بیانگر این است که تمام متغیرها در سطح ۹۹٪ مانا هستند، لذا احتمال بروز رگرسیون کاذب در برآوردها صورت نمی‌گیرد. نتایج حاصل شده در صورت لزوم در مقاله ارائه می‌گردد.

[2]. F-Limer Test

[3]. Random and Effects Methods

[4]. Hausman Test

زده می‌شود. اما در الگوی سوم با سطح احتمال ۰/۱۳، فرضیه صفر مورد تأیید قرار می‌گیرد و مدل سوم با روش داده‌های مقطعی تخمین زده می‌شود[۱].

مقدار آماره آزمون هاسمن در مدل اول با احتمال ۰/۰۱ به دست آمده است و در این الگو با احتمال ۹۹٪ فرضیه صفر مبنی بر انتخاب روش اثرات تصادفی رد می‌شود و مدل به صورت اثرات ثابت تخمین زده می‌شود و مدل دوم با احتمال ۰/۱۱ بدست آمده است. لذا فرضیه صفر مبنی بر انتخاب روش اثر تصادفی به نفع فرضیه مقابل یعنی انتخاب روش اثر ثابت تأیید می‌شود.

با توجه به نتایج فوق و پس از بررسی ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی[۲] می‌توان از الگوی اثرات ثابت و روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[۳] (FGLS) استفاده کرد. نتایج حاصل از تخمین و بررسی رابطه U معکوس بین توسعه مالی و سطح فقر در جدول زیر ارائه شده است:

جدول ۲: نتایج برآورد اثر توسعه مالی بر سطح فقر

مدل اول: داده‌های تابلویی با اثرات ثابت روش تخمین: FGLS				
برآورد رابطه U معکوس بین توسعه مالی و سطح فقر				
متغیرهای مستقل	**نماد**	**ضریب**	**آماره z**	**سطح احتمال**
عرض از مبدا	C	۰/۵۵	۰/۵۴	۰/۵۹
توسعه مالی	FD	۰/۰۵۵	۳/۰۱	۰/۰۰۳
مجذور توسعه مالی	FD^2	−۰/۰۰۰۵	−۲/۵۴	۰/۰۱۱
تولید ناخالص داخلی سرانه	LY	۰/۱۹۸	۱/۵۸	۰/۱۱۵
اندازه دولت	Size	−۰/۱۴۹	−۵/۰۵	۰/۰۰۰
نر خ تورم	Inf	۰/۰۰۳	۰/۱۲	۰/۹۰۲
آزادسازی تجاری	Lib	۰/۰۲۵	۴/۹۵	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های محقق

جدول (۲) نتایج تاثیر توسعه مالی بر سطح فقر را گزارش می‌دهد. بر اساس نتایج بدست آمده، ضرایب توسعه مالی به صورت FD و FD^2 به ترتیب مثبت و منفی و معنادار هستند و نشان‌دهنده‌ی

---

۱. لازم به توضیح است که با آزمون بروش- پاگان انتخاب بین داده‌های مقطعی و اثرات تصادفی مورد بررسی قرار گرفت و با سطح احتمال ۰/۲۸ فرضیه داده‌های تلفیقی در مقابل فرضیه اثرات تصادفی مورد تایید قرار گرفت.

۲. لازم به توضیح است که همخطی بین متغیرهای مدل با استفاده از روش ماتریس همبستگی مورد بررسی قرار گرفت و عدم همخطی بین متغیرها تایید شد؛ همچنین ناهمسانی واریانس با آزمون والد تعدیل‌شده مورد تایید قرار گرفت و بر اساس آزمون وولدریج نیز عدم خودهمبستگی تایید شد و نهایتا تخمین بر طبق موارد بالا صورت گرفت، و در متن مقاله به دلیل فراوانی مطلب ارائه نشده است.

۳. Fixed Generalized Least Squares

این است که شاخص توسعه مالی به صورت نسبت اعتبارات داخلی بخش خصوصی توسط بانک‌ها (به صورت درصدی از GDP) با سطح فقر رابطه U معکوس دارد.

این نتایج تجربی بیانگر ارتباط U معکوس بین شاخص توسعه مالی و سطح فقر در کشورهای مورد بررسی است. به این معنا که با افزایش سطح توسعه مالی، نخست سطح فقر در منتخبی از کشورهای عضو OIC افزایش می‌یابد و سپس با رسیدن به یک سطح مشخص (مقدار ماکزیمم)، همراه با افزایش میزان توسعه مالی، سطح فقر شروع به کاهش می‌کند.

برآورد نقطه ماکزیمم U معکوس بر اساس نتایج جدول (۲) در زیر محاسبه شده است[۱]:

$$\widehat{\mathrm{Rp}}_{Pov} = \left[-\frac{\beta_1}{2\beta_2}\right] = \left[-\frac{0/055}{2(-0/0005)}\right] = 55$$

بر طبق نقطه ماکزیمم به دست آمده و با توجه به اینکه در بیشتر کشورهای مورد بررسی (بجز کشورهای اردن، ایران، کویت، لبنان، مالزی، تونس، ترکیه)[۲]، مقدار داده استخراج شده و محاسبه شده توسعه مالی، کمتر از مقدار ماکزیمم بدست آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت که سطح توسعه مالی کشورهای مورد بررسی به نقطه ماکزیمم نرسیده است و در قسمت صعودی منحنی U معکوس قرار دارد و می‌توان با ارتقاء سطح شاخص توسعه مالی کشورها (تا بعد از مقدار ماکزیمم) به هدف کاهش سطح فقر در کشورهای مورد بررسی رسید. نتیجه بدست آمده نیز بر طبق بسیاری از مطالعات قبلی تأیید شده است.

همچنین متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه (به عنوان شاخصی از توسعه اقتصادی) و تورم تاثیر مثبتی بر سطح فقر کشورهای مورد بررسی داشته‌اند، اما این ضرایب غیر معنادار شده‌اند؛ بنابراین در این مدل برآورد شده، متغیرهای GDP سرانه و تورم تأثیری بر سطح فقر نداشته‌اند. بر طبق برخی از مطالعات، افزایش سطح تولید و درآمد تنها باعث افزایش درآمد و دستمزد نیروی کار ماهر نسبت به نیروی کار غیر ماهر می‌شود و متعاقب آن فقر افزایش می‌یابد[۳].

---

[۱]. در هریک از مدل‌های برآورد شده مشتق مرتبه اول را محاسبه کرده و نقطه بحرانی (با توجه به اینکه ضریب FD مثبت و ضریب FD^2 منفی شده است، نقطه بحرانی برای منحنی U معکوس ماکزیمم است) بدست می‌آید.

[۲]. کشورهای نام برده شده در قسمت نزولی منحنی U معکوس بین توسعه مالی و سطح فقر قرار دارند.

[۳]. جهت مطالعه بیشتر و تایید نتایج بدست آمده به مطالعه اصغرپور و همکاران (۱۳۹۳) مراجعه شود.

همچنین متغیر آزادسازی تجاری با ضریب ۰/۰۲۵، باعث افزایش سطح فقر شده است،که می‌تواند به این علّت باشد که در عمده کشورهای مورد بررسی با آزادسازی تجاری بیشتر و افزایش درجه توسعه‌یافتگی کشورها سهم بیشتر تولید به طور درست توزیع نمی‌شود و فقرا فقیرتر می‌شوند[۱].

در نهایت متغیر اندازه دولت با شاخص سهم هزینه‌های مصرفی به صورت درصدی از GDP و با ضریب ۰/۱۵- باعث کاهش سطح فقر شده است، بدین معنی که با گسترش سهم و اندازه دولت در اقتصاد، سطح فقر کاهش یافته است، که می‌تواند به این دلیل باشد که بیشتر کشورهای مورد بررسی سیستم اقتصادی متمرکز دارند و اکثر درآمدهای بدست آمده در اقتصاد، در اختیار دولت‌ها قرار دارد؛ بنابراین حضور دولت و گستردگی اندازه دولت توانسته است با افزایش کمک‌های دولت به مردم نقش مؤثری در جهت توزیع درآمد و کاهش نابرابری و فقر ایفا کند.

در ادامه، رابطه بین فقر و توسعه مالی با لحاظ تفاوت در سطح درآمد کشورها بررسی شده است. نتایج بدست آمده در جدول (۳) ارائه گردیده است.

جدول ۳: نتایج برآورد اثر توسعه مالی بر سطح فقر با لحاظ سطوح درآمدی

مدل دوم: داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی Random-Effects ML Regression				
روش تخمین: FGLS				
متغیرهای مستقل	**نماد**	**ضریب**	**آماره z**	**سطح احتمال**
عرض از مبدا	C	۸/۷۲	۱۱/۰۹	۰/۰۰۰
توسعه مالی	FD	-۰/۰۶۲	-۶/۶۰	۰/۰۰۰
توسعه مالی با لحاظ سطح درآمد متوسط	$FD*d_{mid}$	۰/۰۴۶	۴/۶۰	۰/۰۰۰
توسعه مالی با لحاظ سطح درآمد پایین	$FD*d_{low}$	۰/۱۶۸	۱۰/۲۴	۰/۰۰۰
سطح درآمد متوسط	D_{mid}	-۲/۸۲	-۵/۷۷	۰/۰۰۰
سطح درآمد پایین	D_{low}	-۶/۴۳	-۱۱/۶۵	۰/۰۰۰
تولید ناخالص داخلی سرانه	LY	-۰/۲۴	-۴/۲۱	۰/۰۰۰
اندازه دولت	Size	-۰/۱۶۶	-۹/۲۲	۰/۰۰۰
نرخ تورم	Inf	۰/۰۳۹	۳/۵۶	۰/۰۰۰
آزادسازی تجاری	Lib	۰/۰۳۱	۱۱/۴۰	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های محقق

[۱]. برخی اقتصاددانان جهانی شدن را به معنای توزیع بهینه عوامل تولید در سطح بین‌الملل می‌دانند و معتقدند باعث ایجاد انگیزه‌ای برای افزایش کارایی، رشد سرمایه‌گذاری، افزایش رفاه و کاهش نابرابری و فقر می‌شود؛ اما گروهی دیگر عقیده دارند که جهانی شدن، نابرابری بین ملت‌ها را افزایش داده و کاهش مشاغل در برخی کشورها را موجب خواهد شد و در نهایت منجر به نابرابری و فقر بیشتر می‌گردد (شانگ، ۲۰۰۶).

بر طبق نتایج بدست آمده در جدول بالا، ضریب FD تأثیر توسعه مالی بر سطح فقر در گروه‌های با درآمد بالا را نشان می‌دهد و منفی می‌باشد، بدین معنی که یک واحد افزایش در نسبت اعتبارات داخلی بخش خصوصی توسط بانک‌ها (به صورت درصدی از GDP)، سطح فقر را به میزان ۰/۰۶ کاهش می‌دهد، که با یافته‌های سایر مطالعات مطابق می‌باشد و گسترش سهم اعتبارات بخش خصوصی توسط مؤسسات بانکی را عاملی در کاهش سطح فقر نشان می‌دهد.

همچنین بر اساس نتایج حاصل شده، مجموع ضریب FD و $FD*d_{mid}$، یعنی $(\beta_2+\beta_1)$ تاثیر توسعه مالی در کشورهای با درآمد بالا و متوسط به میزان ۰/۱۶- است و مجموع ضریب FD و $FD*d_{low}$ یعنی $(\beta_3+\beta_1)$، تاثیر توسعه مالی در کشورهای کم درآمد برابر ۰/۱۰۶ است. همان‌طور که مشاهده می‌شود توسعه مالی با لحاظ سطوح درآمدی در کشورهای با درآمد بالا و متوسط باعث کاهش سطح فقر می‌شود و در کشورهای کم درآمد، توسعه مالی نه تنها باعث کاهش سطح فقر نشده است؛ بلکه به افزایش آن نیز کمک کرده است که می‌تواند به دلیل توزیع نامناسب درآمد در کشورهای با سطح درآمد پایین (کشورهای فقیر) باشد. بنابراین نتیجه نشان می‌دهد که شاخص توسعه مالی بر سطح فقر (بر حسب درآمد کشورهای مختلف) تأثیر می‌گذارد. در نهایت با مقایسه کلی می‌توان دریافت که توسعه مالی در کشورهای با درآمد بالا بیشترین اثرگذاری را بر کاهش سطح فقر دارد[1].

نتایج بدست آمده در خصوص سایر متغیرهای برآورد شده کاملا با تئوری‌های مربوطه سازگاری دارد. بدین معنی که با افزایش سطح توسعه اقتصادی و اندازه دولت، سطح فقر کاهش می‌یابد. همچنین متغیر تورم تاثیری مثبت بر فقر داشته است و با افزایش تورم کشورهای مورد بررسی سطح فقر نیز گسترده شده است، که نتیجه منطقی و کاملاً مورد انتظار بوده است. اما تحلیل در خصوص شاخص آزادسازی تجاری بر سطح فقر با ضریب مثبت لازم به توضیح است، شاید بتوان دلیل اصلی این تأثیر مثبت را در هر سه مدل برآوردی ناشی از ساختار اقتصادی کشورهای مورد بررسی دانست و اینکه بیشتر کشورهای منتخب این مطالعه که عضو سازمان OIC هستند، در جریان مبادلات بین‌المللی به صادرات محصولات کشاورزی و نفتی و واردات محصولات صنعتی پرداخته‌اند، که بدین صورت در جریان تجارت بین‌الملل چندان سهمی نداشته‌اند و آزادسازی تجاری و حذف تعرفه‌ها بر رشد تولید و افزایش درآمد برای اقشار ضعیف جامعه کارساز نبوده

[1]. نتایج بدست آمده در مطالعه ناکیور و ژانگ (۲۰۱۶) نیز مورد تایید قرار گرفته است.

است و عمده این درآمدهای ارزی در جهت کاهش نابرابری‌های درآمدی و کاهش سطح فقر عمل نکرده‌اند. اگر چه در مطالعات قبلی نیز این نتیجه تأیید و در قسمت پیشینه مطالعات نیز مطرح شده است.

جدول ۴: نتایج برآورد اثر توسعه مالی بر سطح فقر با لحاظ حاکمیت قانونی

مدل سوم: داده‌های مقطعی Fixed-Effects (Within) Regression				
روش تخمین: FGLS				
متغیرهای مستقل	**نماد**	**ضریب**	**آماره z**	**سطح احتمال**
عرض از مبدا	C	۳/۳۷	۱/۳۲	۰/۱۸۹
توسعه مالی	FD	−۰/۰۳۲	−۱/۷۷	۰/۰۷۸
توسعه مالی با لحاظ حاکمیت قانونی	FD*Rule	−۰/۰۵۷	−۲/۲۲	۰/۰۲۷
حاکمیت قانونی	Rule	۲/۲۱	۲/۰۹	۰/۰۳۷
تولید ناخالص داخلی سرانه	LY	۰/۰۵۸	۰/۲۳	۰/۸۱۵
اندازه دولت	Size	−۰/۲۴	−۲/۸۹	۰/۰۰۴
نرخ تورم	Inf	۰/۰۱	۰/۱۹	۰/۸۵۲
آزادسازی تجاری	Lib	۰/۰۵۳	۴/۰۲	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های محقق

در جدول (۴)، تاثیرگذاری توسعه مالی بر سطح فقر با در نظر گرفتن میزان حاکمیت قانون نشان داده شده است. همان‌طور که نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد ضریب هر دو FD و FD*Ru علامت منفی دارند، که نشان می‌دهند سطح توسعه مالی بالاتر (نسبت اعتبارات بخش خصوصی توسط بانک‌ها) می‌تواند سطح فقر را کاهش دهد و با توجه به اینکه هر دو متغیر ضرایب منفی دارند، بنابراین می‌توان گفت زمانی که یک کشور کیفیت قانونی قوی‌تر و بهتری داشته باشد، توسعه مالی باعث کاهش بیشتر سطح فقر می‌شود. در واقع، نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای برآورد شده‌ی مدل معنادار هستند و تأییدکننده این واقعیت هستند که یک سیستم قانونی بهتر، اثرات مطلوب توسعه مالی بر کاهش میزان فقر را تشدید می‌کند.

در خصوص متغیرهای کنترل لازم به توضیح است که ضرایب برآورد شده به نوبه خود مورد انتظار هستند. همان‌طور که نتایج هر سه مدل برآورد شده نشان می‌دهد: ضریب تورم مثبت است، بدین معنی که افزایش نرخ تورم منعکس‌کننده‌ی اثر توزیع درآمد بدتر و افزایش سطح فقر است و این نتیجه کاملاً مورد انتظار می‌باشد. همچنین با افزایش میزان آزادسازی تجاری، سطح فقر در بین کشورهای مورد بررسی افزایش می‌یابد. آزادسازی به طور ساده به معنی حذف یا کاهش موانع

تجاری در تجارت بین‌الملل است. عمده‌ترین موانع تجاری تعرفه‌ها و یارانه‌های صادراتی هستند که در سطح وسیع در مبادلات بین‌المللی به کار برده می‌شوند. با آزادسازی تجاری و حذف تعرفه بر روی کالاهای وارداتی، قیمت آن‌ها در داخل کشور کاهش یافته، که منجر به کاهش تقاضا برای کالاهای تولیدی داخل و کاهش سطح درآمد تولیدکنندگان می‌گردد و از طرفی با حذف یارانه بر کالاهای صادراتی و حذف حمایت دولت، قیمت کالاهای صادراتی در بازار جهانی افزایش یافته، که کاهش تقاضا و درآمدزایی را به دنبال دارد. از طرفی تعرفه برای دولت نوعی درآمد محسوب می‌شود که در نتیجه آزادسازی تجاری و حذف یا کاهش تعرفه درآمد دولت کاهش یافته و دولت نمی‌تواند با قدرت در راستای برخی اهداف و سیاست‌هایش، همچون کاهش فقر گام بردارد. البته دلایل دیگری وجود دارد که باعث می‌شود با آزادسازی تجاری سطح فقر در بین کشورهای OIC افزایش یابد. از جمله اینکه کشورهای عضو OIC بیشتر در صادرات مواد خام و مواد اولیه به سایر کشورها نقش دارند و همچنین سهم بیشتر واردات آن‌ها کالاهای صنعتی با تکنولوژی بالا است که بیشتر در اختیار قشر مرفه قرار می‌گیرد، همچنین بخشی دیگر از این کشورها متکی به درآمدهای نفتی هستند و این اتکا به نفت سبب می‌شود مردم بیشتر به دولت متکی شوند و سهم بخش خصوصی و درآمدزایی مردم نیز کمتر می‌شود. لذا با آزادسازی تجاری درآمد به طور عادلانه بین تمام مردم این کشورها توزیع نمی‌شود و مردم فقیر بیشتر متضرر می‌شوند.

از طرفی، با افزایش میزان اندازه دولت، سطح فقر در بین کشورهای مورد بررسی کاهش می‌یابد، چرا که دولت با حضور خود در عرصه اقتصاد می‌تواند به توزیع عادلانه‌تر درآمد کمک کند و فاصله طبقاتی بین آحاد جامعه را کاهش دهد. در خصوص لگاریتم GDP سرانه لازم به توضیح است که این متغیر تنها با لحاظ سطوح درآمدی کشورهای مورد بررسی علامت مورد انتظار را دارد و با افزایش سطح درآمد سرانه کشورها میزان سطح فقر کاهش می‌یابد، اما در دو مدل بعدی تأثیر مثبت ارزیابی شده است.

لذا به طور کلی می‌توان گفت که در بین سه مدل ارزیابی شده در خصوص تأثیرگذاری توسعه مالی بر سطح فقر، مدل برآوردی که در آن سطوح درآمدی لحاظ شده است، منطقی‌تر به نظر می‌رسد و این حاکی از آن است که سطح درآمدی کشورهای مورد بررسی می‌تواند بر تأثیرگذاری توسعه مالی بر سطح فقر تفاوت قایل شود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به اهمیت مقوله فقر و تلاش‌های مستمر کاهش آن در حکومت‌های مختلف، در این پژوهش سعی شده است که با بررسی نقش توسعه مالی و عوامل اثرگذار دیدگاهی متفاوت‌تر مورد توجه قرار گیرد. بنابراین بر اساس اطلاعات در دسترس بررسی‌های صورت گرفته در ۴۱ کشور عضو کنفرانس اسلامی، به عنوان دومین سازمان بزرگ جهانی، در طول دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۳ صورت گرفته است.

در پژوهش حاضر به بررسی رابطه U معکوس بین توسعه مالی و سطح فقر پرداخته شده است. برآوردهای صورت گرفته در قالب مدل‌هایی با لحاظ سطوح درآمدی متفاوت و سیستم حاکمیت قانونی کشورها و با روش داده‌های تابلویی مورد آزمون قرار گرفته است. در بررسی اولیه تأثیر توسعه مالی بر سطح فقر، ضریب توسعه مالی به ترتیب مثبت و منفی بدست آمده است و نشان می‌دهد که در این مدل بین متغیر توسعه مالی و سطح فقر رابطه U معکوس وجود دارد. در مدل دوم با لحاظ سطوح درآمدی کشورهای مورد بررسی، نتایج حاکی از این است که تاثیر توسعه مالی در کشورهای با درآمد بالا و متوسط به میزان ۰/۰۱۶- و در کشورهای کم درآمد برابر ۰/۱۰۶ است. بنابراین به طورکلی توسعه مالی در بین گروه‌های با درآمد بالا و متوسط منجر به کاهش سطح فقر می‌شود. در مدل سوم که نقش حاکمیت قانونی بررسی شده است، نتایج نشان می‌دهد که سطح توسعه مالی بالاتر می‌تواند سطح فقر را کاهش دهد و این تأثیر، زمانی که یک کشور کیفیت قانونی قوی‌تر و بهتری دارد، توسعه مالی را در جهت کاهش سطح فقر بیشتر تقویت می‌کند. ضرایب برآورد شده در متغیرهای کنترل تورم و اندازه دولت نیز به نوبه خود مورد انتظار هستند. ضریب تورم مثبت است، بدین معنی که افزایش نرخ تورم منعکس‌کننده‌ی اثر توزیع درآمد بدتر و افزایش سطح فقر است. از طرفی، با افزایش میزان اندازه دولت، سطح فقر در بین کشورهای مورد بررسی کاهش می‌یابد، بدین معنی که با افزایش نسبت مخارج مصرفی دولت به GDP و هدایت این مخارج به سمت قشر ضعیف و آسیب‌دیده جامعه، سطح فقر کاهش می‌یابد و دولت با حضور خود در عرصه اقتصاد می‌تواند به توزیع عادلانه‌تر درآمد کمک کند.

همچنین با افزایش میزان آزادسازی تجاری، سطح فقر در بین کشورهای مورد بررسی افزایش می‌یابد. در خصوص لگاریتم GDP سرانه لازم به توضیح است که این متغیر تنها با لحاظ سطوح

درآمدی کشورهای مورد بررسی علامت مورد انتظار را دارد و با افزایش سطح درآمد سرانه کشورها میزان سطح فقر کاهش می‌یابد، اما در دو مدل بعدی تأثیر مثبت ارزیابی شده است.

بر اساس نتایج بدست آمده پیشنهاد می‌گردد که در مطالعات آتی با توجه بیشتر به توسعه مالی و با تمرکز بر تنظیم سیاست‌ها، به ارائه راهکارهایی پرداخته شود که فقر و نابرابری درآمدی را کاهش دهد. همچنین با توجه به تأثیرگذاری توسعه مالی با لحاظ سطوح درآمدی کشورها، توصیه می‌شود کشورهای مورد بررسی و از جمله ایران به سمت افزایش سطوح درآمدی خود تلاش نمایند و سپس با توجه بیشتر به توسعه مالی و اعتبارات بیشتر به سیستم بانکی و بخش خصوصی در جهت کاهش سطح فقر تلاش شود. از طرفی، از آن‌جا که سیستم قانونی قوی‌تر و به دور از انحرافات قانونی می‌تواند اثرگذاری توسعه مالی در کاهش سطح فقر را تقویت کند، لازم است که در جهت اجرای بهتر و مؤثرتر قانون در این کشورها گام بیشتری در جهت کاهش سطح فقر برداشته شود.

منابع و مآخذ

۱. ابوترابی، محمدعلی. فنودی، هانیه. و مجتهدی، سبا (۱۳۹۳). "عقود اسلامی، تعمیق مالی و رشد اقتصادی". مجله علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **٦**(۱۲): ۱۱۴-۸۳.

۲. اصغرپور، حسین. سلمانی، بهزاد. و حکمتی فرید، صمد (۱۳۹۳). "تاثیر جهانی شدن بر توزیع درآمد در بین کشورهای عضو کنفرانس اسلامی". فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی **۲**(۶): ۱۴۰-۱۲۳.

۳. جابری خسروشاهی، نسیم. محمدوند ناهیدی، محمدرضا. و نوروزی، داود (۱۳۹۱). "تاثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **۲**(۶): ۲۰۸-۱۷۴.

۴. دل‌انگیزان، سهراب. و سنجری، فرهاد (۱۳۹۲). "بررسی رابطه بین فقر و توسعه مالی در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۸۶". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) **۱۳**(۱): ۸۹-۶۵.

۵. رهنمای رودپشتی، فریدون. تقوی، مهدی. و شاهوردیانی، شادی (۱۳۹۲)."تعمیق مالی و توسعه نظام مالی". فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار **٦**(۱۷): ۲۸-۱۵.

۶. سالم، علی اصغر. و عربیار محمدی، جواد (۱۳۹۰). "بررسی رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در ایران". فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی **۱۱**(۵۸): ۱۵۱-۱۲۷.

۷. شاکری، محبوبه. جعفری صمیمی، احمد. و کریمی موغاری، زهرا (۱۳۹۴). "ارتباط بین متغیرهای نهادی و رشد اقتصادی: معرفی شاخص نهادی جدید برای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **٦**(۲۱): ۱۰۶-۹۳.

۸. شاه‌آبادی، ابوالفضل. نیلفروشان، نیما. و خالقی، مریم (۱۳۹۲). "تاثیر حکمرانی بر رشد بیکاری کشورهای منتخب توسعه‌یافته و در حال توسعه". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۲۱**(۶۵): ۱۶۴-۱۴۷.

۹. شاه‌آبادی، فاطمه (۱۳۹۱). *بررسی تجربی توسعه مالی بر فقر (مطالعه موردی ایران)*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

۱۰. صمدی، علی‌حسین (۱۳۸۸). "توسعه مالی و آزمون فرضیه باز بودن همزمانی (تجاری و مالی)". مجله علمی-پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۱**(۲): ۱۸۴-۱۵۹.

11. Batuo, M.E. Guidi, F. & Kupukile, M. (2010). "Financial Development and Income Inequality: Evidence from African Countries". African Economic Conference, Tunis (Tunisia) No. 25658: 1-28.

12. Beck, T. Demiraguc-kunt, A. & Levin, R. (2004). "Finance, Inequality and Poverty: Cross-country Evidence". World Bank Policy Research Working Paper No.3338, World Bank, Washington D.C.
13. Beck, T. Demiraguc-kunt, A. & Levin, R. (2007). "Finance, Inequality and Poor". Journal of Economic Growth **12**(1): 27-49.
14. Fowowe, B. & Abidoye, B. (2011). "A Quantitative Assessment of the Effect of Financial Development on Poverty in African Countries". Available from http//www.csae.ox.ac.uk.
15. Gimet, C. & Lagoarde-Segot, T. (2011). "A Closer Look at Financial Development and Income Distribution". Journal of Banking & Finance **35**(7): 1698-1713.
16. Ho, S.Y. & Odhiambo, N.M. (2011). "Finance and Poverty Reduction in China: An Empirical Investigation". International Business & Economics Research Journal **10**(8): 103-114.
17. Jauch, S. & Watzka, S. (2011). "Financial Development and Income Inequality". CESifo Working Paper Series 3687 CESifo Group Munich, Category 6: Fiscal Policy, Macroeconomics and Growth: 1-34.
18. Jeanneney, S.G. & Kpodar, K. (2011). "Financial Development and Poverty Reduction: Can There Be a Benefit Without a Cost?" .The Journal of Development Studies **47**(1): 143-163.
19. Kappel, V. (2010). "The Effects of Financial Development and Income Inequality and Poverty". Proceedings of the German Development Economics Conference. Hannover **25**: http://hdl.handle.net/10419/39977.
20. Kim, D.H. & Lin, S.CH. (2011). "Nonlinearity in the Financial Development-Income Inequality Nexus". Journal of Comparative Economics **39**: 310-325.
21. Mookerjee, R. & Kalipioni, P. (2010). "Availability of Financial Services and Income Inequality: The Evidence from Many Countries". Emerging Markets Review **11**(4): 404-408.
22. Naceur, S.B. & Zahng, R.X. (2016). "Financial Development, Inequality and Poverty: Some International Evidence". IMF Working Paper **16**(32): 1-28.
23. Najarzadeh, R. & Mahdavirasekh, E. (2010). "The Impact of Globalization on the Distribution of Income among the D-8 Countries". Iranian Journal of Trade Studies **54**: 87-109.
24. Salahuddin, G. Shahbazi, M. Arouri, M. & Teulon, F. (2014). "Financial Development and Poverty Reduction Nexus: A Cointegration and Causality Analysis in Bangladesh". Economic Modeling **36**: 405-412.

25. Salem, A.A. & ArabYarmohammadi, J. (2011). "The Relationship between Financial Development and Income Distribution (A Case of Iran)". Journal of Trend of Economic Research **19**(58): 127-152.
26. Shahbaz, M. & Islam, F. (2011). "Financial Development and Income Distribution in Pakistan: an Application of ARDL Approach": Journal of Economic Development **36**(1): 35-58.
27. Von, H. & Jürgen, Zh.H. (2014). "Financial Development, International Capital Flows, and Aggregate Output". Journal of Development **106**: 66-77.
28. Zhuang, J. Khan, M.E. & Anneli, L.S. (2009). "Financial Sector Development, Economic Growth, and Poverty Reduction: A Literature Review". ADB Economics Working Paper 173.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

شناسایی و ارزیابی عوامل موثر محیطی بر جذب سپرده بانکی

داریوش فرید[۱]
خشایار مقدم[۲]
مسلم نیلچی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۳/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۹/۱۷

چکیده

امروزه سپرده‌های بانکی به جهت تأمین نیاز مالی برای سپرده‌گذاران دارای موقعیتی ممتاز بوده و همچنین از نظر تجهیز منابع، تامین منابع مالی و ایجاد فرصت برنامه‌ریزی برای سیستم بانکی دارای اهمیت ویژه‌ای می‌باشد. با توجه به ضرورت بررسی و اندازه‌گیری اثر متغیرهای محیطی بر میزان جذب سپرده نظام بانکی، در پژوهش حاضر اثر متغیرهای تعداد شاغلین، ارزش افزوده به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی و استان، تسهیلات اعطایی، جمعیت فعال و هزینه کل خانوار به تفکیک استانی، نرخ تورم، نقدینگی و نرخ بهره موزون اسمی بر حجم سپرده نظام بانکی به تفکیک استانی در بازه زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۰ و با استفاده از پانل دیتا سنجیده شد. نتایج پژوهش نشان داد، به ترتیب متغیرهای ارزش افزوده بخش خدمات، تسهیلات اعطایی و هزینه خانوار اثر مثبت و متغیرهای تورم و جمعیت فعال اثر منفی و معنی‌داری بر متغیر وابسته دارند. در ادامه با انجام آزمون‌های مختلف آماری، مدل اثرات تصادفی از رهیافت پانل دیتا به عنوان مدل نهایی انتخاب گردید. مطابق این مدل، نیاز به برآورد رگرسیون جداگانه برای هر استان نمی‌باشد. در پایان داده‌های واقعی سال‌های ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۴ با نتایج حاصل از پیش‌بینی مدل برآوردی مقایسه گردید که نتایج آن گویای دقت ۹۴ درصدی مدل در پیش‌بینی جذب سپرده بوده است.

واژگان کلیدی: متغیرهای محیطی، سپرده سیستم بانکی، پانل دیتا.

Keywords: Environmental Variables, Deposit In Banking System, Panel Data.

JEL Classification: C23, E52, E41, N15.

۱. دانشیار بخش مالی و حسابداری، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول) fareed@yazd.ac.ir
۲. معاون پژوهش اداره کل آموزش و پژوهش بانک توسعه تعاون Khash.Moghadam@gmail.com
۳. دانشجوی دکتری مالی- مهندسی مالی، دانشگاه یزد Moslem.Nilchi@gmail.com

۱- مقدمه

امروزه با پولی شدن اقتصادها و در نتیجه جدا شدن پس‌اندازکنندگان از سرمایه‌گذاران، لازم است ابزارهایی به منظور انتقال وجوه از افرادی که دارای مازاد هستند به افرادی که با کسری مواجه‌اند وجود داشته باشد. در حقیقت بازارهای مالی و نهادهای مالی به عنوان اجزای اصلی سیستم مالی، وظیفه انتقال وجوه از افرادی که دارای مازاد می‌باشند به افرادی که با کسری مواجه‌اند را به عهده دارند. همچنین گفته می‌شود جهت تسهیل در پیشرفت دیگر نهادهای اقتصادی، واسطه‌های مالی شکل گرفته‌اند و لذا می‌توان عنوان نمود وجود نهادها و بازارهای مالی پیشرفته همراه با به کارگیری روش‌های نوین، با درجه توسعه‌یافتگی یک کشور ارتباط مستقیم دارد.

امروزه بانکداری یکی از با اهمیت‌ترین نهادهای مالی در بخش اقتصاد به شمار می‌آید. بانک‌ها، از یک طرف، با سازماندهی دریافت‌ها و پرداخت‌ها، امر مبادلات تجاری و بازرگانی را تسهیل می‌کنند و موجب گسترش بازارها می‌شوند؛ از طرف دیگر، با تجهیز پس‌اندازهای ریز و درشت و هدایت آن‌ها به سمت بنگاه‌های تولیدی، زمینه‌های رشد و شکوفایی اقتصاد را فراهم می‌آورند. در این شرایط جذب بیشتر منابع مالی و رقابت مؤثر در جذب این منابع توسط گروه‌های مختلف بانکی از موضوعاتی است که مورد توجه نهادهای مالی و اعتباری قرار دارد. در سیستم مالی کشورهای در حال توسعه به دلیل ضعف ساختاری این کشورها در حوزه قوانین، سیستم اداری و فقدان شفافیت در فعالیت‌های اقتصادی، اغلب نهادهای مالی شامل بانک‌ها و موسسات مالی نقش بزرگتری نسبت به بازارهای مالی در اقتصاد بازی می‌کنند. بانک‌ها به عنوان موسسات انتفاعی بخش بزرگی از منابع مورد نیاز برای اعطای تسهیلات خود را از طریق جذب سپردهای خرد و کلان مشتریان خود تامین می‌نمایند. بنابراین شناسایی و اندازه‌گیری اثر متغیرهای اقتصادی و جمعیتی بر جذب سپرده سیستم بانکی با هدف پیش‌بینی اندازه سپرده با دقت بالا برای برنامه‌ریزی سالانه شعب و بانک‌ها از اهمیت به سزایی برخوردار است.

همان‌گونه که در ادامه خواهد آمد اکثر پژوهش‌هایی که در این حوزه انجام شده، عموما بر روی عوامل درون سازمانی موثر بر جذب سپرده در یک بانک خاص یا در یک منطقه خاص و یا مقایسه چند بانک با هم بوده است، بدین ترتیب ملاحظه می‌شود که نگاه کلان نگری در این مطالعات مغفول مانده است که می‌توان ضرورت آن را در طراحی پرسشنامه بانک اطلاعات محیطی برای اعطای مجوز تاسیس شعب و تلاش در جهت ارزیابی کارایی و پیش‌بینی اندازه سپرده جهت برنامه‌ریزی سالانه شعب با در نظر گرفتن عوامل محیطی به انجام رساند.

به این دلیل در مقاله حاضر تلاش شده به پرسش‌های زیر پاسخ داده شود.

- کدام متغیرهای محیطی بر سپرده نظام بانکی تاثیر خواهد داشت؟
- شدت و اندازه اثر متغیرهای محیطی بر جذب سپرده نظام بانکی چگونه می‌باشد؟

در ادامه، مقاله به صورت زیر ساماندهی شده است: در بخش دوم به بررسی مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. بخش بعدی با توصیف داده‌ها و روش پژوهش ادامه یافته است و بخش چهارم به برآورد و تشریح مدل اختصاص دارد. سرانجام و در بخش پنجم، جمع‌بندی و پیشنهادات ارائه شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در مدل‌های تقاضای پول که به وسیله ریکاردو، فیشر، کینز و توبین و بامول بررسی و طرح گردید تمایز و جدایی بین تقاضای معاملاتی و سفته‌بازی اهمیت ویژه‌ای دارد. اما فریدمن تقاضای پول را در بستر نظریه سنتی اقتصاد خرد درباره رفتار مصرف‌کننده و تقاضای تولیدکننده برای نهاده‌های تولید، بررسی کرد. از آن‌جا که سپرده‌گذاری نوعی پس‌انداز تلقی می‌شود در این پژوهش نظریه فریدمن در این خصوص طرح می‌گردد.

در دیدگاه فریدمن (۱۹۵۶) مصرف‌کنندگان پول را نگه می‌دارند چون نگهداری پول به آن‌ها مطلوبیت می‌دهد. همان‌طورکه تقاضای مصرف‌کننده، در غیاب توهم پولی تقاضا برای کالاهای حقیقی مصرفی است و به ارزش پولی آن‌ها کاری ندارد، تقاضای پول هم باید برای مانده‌های حقیقی باشد. چون پول همانند کالا به اعتبار مطلوبیتی که ارائه می‌دهد، مورد تقاضا واقع می‌شود. این تقاضا به سطح درآمد حقیقی و بازده و روش‌های دیگر نگهداری دارایی نیز وابسته می‌باشد. تولیدکنندگان نیز پول را به عنوان دارایی مولد که جریان هزینه و درآمد آن‌ها را هموار می‌سازد، نگهداری می‌کنند. درست مانند تقاضای آن‌ها برای خدمات سرمایه حقیقی که به سطح محصول یا درآمد حقیقی و عایدات نسبی سایر روش‌های نگهداری ثروت بستگی دارد (شاکری، ۱۳۹۴).

بخش بزرگی از نظریه فریدمن درباره بازده‌های دارایی به عنوان جایگزینی برای پول و همچنین قیود و محدودیت مالی است. بدین منظور، تولید ناخالص داخلی می‌تواند رابطه معناداری با جذب سپرده سیستم بانکی داشته باشد و از آن‌جا که متغیرهای ارزش افزوده، اشتغال، جمعیت، جمعیت فعال از اجزای اساسی شکل دهنده تولید ناخالص داخلی می‌باشند، انتظار می‌رود که این متغیرها نیز اثر معناداری برجذب سپرده بانکی داشته باشند. طبق نظریه فریدمن مردم بین نگهداری پول و سایر

دارایی‌های مالی انتخاب می‌کنند و این گزینش تحت تاثیر نرخ بهره، نرخ تورم و... می‌باشد. و از آن‌جا که مبادله بین مصرف حال و آینده به نفع مصرف آینده، مستلزم پس‌انداز کردن است و سپرده‌گذاری، نوعی پس‌انداز تلقی می‌شود بر مبنای نظریه فریدمن، می‌توان ادعا کرد که عواملی نظیر نرخ بهره، تورم، ارزش افزوده، اشتغال، جمعیت، جمعیت فعال و ... در صورتی که بر مدل درآمد- هزینه فرد در طول زندگی هر انسان موثر باشد، می‌تواند بر پس‌انداز و به تبع آن بر سپرده‌گذاری شخص موثر گردد. بر اساس نظریه لوین[1] در سال ۱۹۹۷ ساختار مالکیت بانک‌ها و نقش بنیادی آن‌ها در اقتصاد ملی یک متغیر حیاتی در فرآیند توسعه مالی و رشد اقتصادی است. وظیفه اصلی بخش بانکداری، تضمین این مسأله است که منابع و اعتبارات مالی به سوی پروژه‌هایی با بهره‌وری و کارآمدی بیشتر هدایت شود، تا به رشد آینده کمک کند. نقش دولت نیز در سیستم مالی، تضمین این امر است که بانک‌ها از طریق قوانین و مقررات و نظارت دقیق خود، این وظیفه حیاتی را تا حد امکان کاراتر انجام دهند.

خضرا (۱۳۸۵) در مقاله‌ای تحت عنوان «عوامل موثر بر تجهیز منابع مالی کشور» بیان نمود که، عوامل فناوری اطلاعات و ارتباطات، مهارت نیروی انسانی شاغل در بانک‌ها، تنوع و کیفیت خدمات بانکی، رضایت مشتریان از کارکنان و مطلوبیت محیط داخلی و محل استقرار شعب در بانکداری نوین، از جمله مهم‌ترین مواردی هستند که در جذب بهینه منابع پولی تاثیر قابل توجهی دارد.

قلی‌زاده و شعبانی کاکرود (۱۳۸۷) در پژوهش خود به بررسی چهار فرضیه در مورد تبعیت میزان سپرده‌ها از تعداد شعب، تکنولوژی مدرن، سود سپرده‌ها، و تسهیلات پرداختی پرداخته‌اند که در نتیجه معنی‌دار بودن رابطه بین "میزان سپرده‌ها" و "تعداد شعب" و نیز "سود سپرده‌ها" به تأیید رسید ولی رابطه معنی‌داری بین "میزان سپرده‌ها" و "تعداد خدمات مدرن بانکی" و یا "میزان تسهیلات پرداختی" تأیید نگردید.

محمدی (۱۳۸۷) در پایان نامه خود به بررسی عوامل موثر در تابع جذب سپرده بانکی اشاره داشته است که این عوامل عبارتند از: تعداد شعب، سپرده‌های دوره قبل، درآمد سرانه واقعی، تورم و جمعیت کشور. نتایج حاصل از تحقیق حاکی از آن است که درآمد واقعی سرانه و بعد از آن تعداد شعب دارای بیشترین اثر مثبت بر حجم سپرده‌های بلندمدت بانک صادرات است. حجم سپرده‌های دوره‌ی پیشین نیز از عوامل تأثیرگذار بر حجم سپرده‌های جاری اشخاص و قرض‌الحسنه و سپرده‌های بلندمدت بانک صادرات می‌باشد. از بین متغیرهایی که تأثیر مثبت بر حجم سپرده‌های بلندمدت

[1]. Levine

بانک صادرات دارند کمترین ضریب مربوط به متغیر تورم بوده و همچنین در بین متغیرها، متغیر جمعیت تأثیر معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانک صادرات نداشته است.

منصف و منصوری (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی اثر شاخص‌های نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت مسکن و نرخ سود اوراق مشارکت بر حجم سپرده بانکی پرداختند. در این مقاله پژوهشگران با استفاده از روش اقتصادسنجی الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی اثر هر کدام از این متغیرها را جداگانه مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که میان متغیرهای نرخ سود اوراق مشارکت و تولید ناخالص داخلی با حجم سپرده بانکی به ترتیب رابطه منفی و مثبت وجود دارد.

مروتی شریف آبادی و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله‌ای با عنوان "شناسایی و رتبه‌بندی عوامل موثر بر جذب سپرده مشتریان در بانک با استفاده از روش VIKOR فازی" ده عامل موثر بر جذب سپرده مشتریان در بانک را با در نظرگرفتن نظر خبرگان احصا نمودند. نتایج مطالعه نشان داد دو عامل نرخ سود سپرده و نحوه برخورد کارکنان با مشتریان بیشترین تاثیر را بر جذب سپرده دارد.

عرفانی و همتی (۱۳۹۳) به رتبه‌بندی عوامل موثر بر منابع بانکی استان سمنان در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ با استفاده از تکنیک تاپسیس[1] پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد شاخص اطمینان به شبکه بانکی با مقدار ۰,۶۸۸ جایگاه اول را در بین عوامل موثر بر تجهیز منابع بانکی استان سمنان بدست آورده است.

نعامی و مظهری (۱۳۹۳) پژوهشی با هدف بررسی نقش بازاریابی داخلی در جذب منابع سپرده‌ای و همچنین تبیین تفاوت بین یک بانک دولتی و خصوصی (توسعه تعاون و بانک شهر) در میزان رابطه بین بازاریابی داخلی و منابع سپرده‌ای انجام داده‌اند. با استفاده از نتایج این پژوهش می‌توان به نقاط ضعف و قوت فعلی بانک در جذب منابع سپرده‌ای از منظر بازاریابی داخلی پی برد و در راستای کمک به افزایش و تجهیز آن به عنوان اصلی‌ترین منبع بانک بهره گرفت. یافته‌های حاصل از پژوهش بیان می‌دارد که بازاریابی داخلی در جذب منابع سپرده‌ای نقش دارد؛ و رابطه بازاریابی داخلی و منابع سپرده‌ای در بانک شهر به عنوان یک بانک غیر دولتی نسبت به بانک توسعه تعاون به عنوان یک بانک دولتی بارزتر است.

نیلچی و همکاران (۱۳۹۶) در تحقیق خود به عوامل موثر بر جذب منابع بانکی اشاره داشته‌اند. از مهمترین عوامل موثر که بر اساس نظر خبرگان بانکی تهیه شده بود می‌توان به بازاریابی، هزینه

[1]. Topsis

آموزش و تعداد کارکنان اشاره داشت. بنا بر نتایج این تحقیق، اگر مسئولین بانک به نحوه ارائه خدمات بانکی توجه داشته باشند می‌توانند به طور قابل ملاحظه‌ای منابع پولی و در ادامه درآمدهای غیر مشاع خود را افزایش دهند.

کورنت و همکاران[1] (۲۰۰۵) به بررسی وضعیت عملکردی بانک‌های خصوصی در مقایسه با بانک‌های دولتی در جذب سپرده و میزان سودآوری پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که بانک‌های دولتی به طور قابل ملاحظه‌ای سودآوری کمتری نسبت به بانک‌های خصوصی دارند.

هارون و ون هزمی[2] (۲۰۰۸) به بررسی عوامل موثر بر سپرده‌گذاری در بانک‌های مالزی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که نرخ سود سپرده یک عامل موثر در سپرده‌گذاری به شمار می‌رود.

آبهیمان و همکاران[3] (۲۰۰۹) با مطالعه‌ای بر روی بانک‌های دولتی در کشور هند عواملی چون نیروی انسانی، سطح تحصیلات کارکنان، محیط بانک، محل استقرار و موقعیت مکانی بانک، تبلیغات، قوانین و مقررات دولتی و کاهش دخالت‌ها را از عوامل جذب سپرده دانسته و مهمترین عامل را نیروی انسانی دانسته‌اند.

استادی و سرلک (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به عوامل موثر بر جذب سپرده‌های بانکی به منظور افزایش سهم نسبی بانک سپه اصفهان پرداخته‌اند. جامعه آماری سپرده‌های بانک سپه در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ و روش مورد استفاده پنل دیتا بوده است. نتایج نشان داد که اثر پارامترهای بانکداری الکترونیکی مانند POS و ATM در جذب سپرده‌های بانکی مثبت و قابل توجه است. متغیرهای نرخ سود سپرده و عرضه پول اثر مثبت بر سپرده‌های بانکی داشته و متغیرهای دیگر مانند تورم و بازار سهام در رقابت با بازار پول اثر منفی و معنی‌داری بر جذب سپرده داشته است.

تورهانی و هدا[4] (۲۰۱۶) در پژوهش خود دست یافتند که شاخص‌های عملکرد بانکی یا اقتصاد کلان، میزان سپرده‌ها را تحت تاثیر قرار داده است. همچنین، دو عامل مهم ۱) میزان نقدینگی بانک‌ها و ۲) نرخ بهره سپرده‌ها در ارز خارجی، بر سطح سپرده‌های کلان تاثیر می‌گذارد. همچنین آنان دریافتند که درک روابط بانک- مشتری یکی از عوامل مهمی است که می‌تواند به هنگام سیاست‌گذاری جهت مدیریت اثرات دوره‌های بحرانی بسیار حائز اهمیت باشد.

---

1. Cornett (2005)
2. Haron & Wan Azmi (2008)
3. Abhiman (2009)
4. Turhani & Hoda (2016)

اورمبیا[1] (۲۰۱۸) در پژوهش خود به بررسی عوامل اقتصاد کلان و جمعیت شناختی بر روی سطح پس‌انداز کشور نیجریه پرداخته است. نتایج حاصل از این پژوهش گویای آن است که ۱) عوامل جمعیت شناختی در توضیح میزان پس‌انداز در بیش از دو دهه مورد مطالعه نقش مثبت و مطلوب ایفا کرده است، (۲) نرخ بهره در ایجاد پس انداز نقش دارد، (۳) نرخ تورم داخلی اثر منفی و قابل توجهی در نسبت پس‌انداز دارد و (۴) جریان سرمایه خارجی که توسط FPI به طور مثبت اندازه‌گیری شده است به طور قابل توجهی میزان پس‌انداز در نیجریه را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

۳- روش تحقیق

روش پژوهش از نوع کمی، کاربردی – تحلیلی و رگرسیونی با استفاده از رهیافت پانل می‌باشد. همچنین برخی از متغیرهای پژوهش با مطالعه پیشینه پژوهش و به روش کتابخانه‌ای و اسنادی و برخی دیگر از مصاحبه با خبرگان بانکی که حداقل ۱۰ سال سابقه فعالیت در حوزه ستادی بانک داشته‌اند، شناسایی گردید. در این پژوهش، دوره زمانی مورد مطالعه، ۱۰ سال و به صورت سالیانه از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۹۰ بوده و مقاطع، استان‌ها هستند. در ادامه به منزله راستی‌آزمایی، پیش‌بینی‌های حاصل از مدل با داده‌های واقعی موجود تا پایان سال ۱۳۹۴ مورد ارزیابی قرار گرفت. شایان توجه می‌باشد که پس از چندین بار حل مقدماتی مسأله متغیرهای نرخ تورم، جمعیت فعال، ارزش افزوده بخش خدمات، هزینه کل خانوار و تسهیلات اعطایی به عنوان مهم‌ترین شاخص‌های موثر بر جذب سپرده بانکی تایید شدند.

۳-۱- روش پانل دیتا

روش برآوردی داده‌های پانل در سال‌های اخیر بیشتر مورد توجه قرار گرفته است. در این روش، یک سری واحدهای مقطعی طی چند سال مورد برازش قرار می‌گیرند. استفاده از داده‌های پانل نسبت به سایر روش‌ها، دارای مزایایی است (اشرف زاده و مهرگان، ۱۳۸۷).

این مزایا عبارتند از:

- تعداد مشاهدات و داده‌ها در حالت پانل نسبت به حالت‌های دیگر بیشتر است و در نتیجه باعث اعتماد بیشتر به برآوردها می‌شود.
- به محقق اجازه می‌دهد مدل‌های پیشرفته‌ای را تبیین و آزمون کند.

[1]. Urmbia (2018)

- زیاد بودن تعداد مشاهدات، مساله هم‌خطی در اقتصاد سنجی را تا حدود زیادی از بین می‌برد.
- با استفاده از داده‌های پانل، تورش برآورد از بین می‌رود.

۳-۲- متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته، سپرده جذب شده سیستم بانکی می‌باشد.

متغیرهای مستقل شامل؛ ارزش افزوده و تعداد شاغلین به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی؛ کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات، ساختمان، جمعیت، جمعیت فعال، تولید ناخالص داخلی، هزینه خانوار به تفکیک استانی، نقدینگی، حجم پول، نرخ بهره موزون پرداختی به سپرده‌های سرمایه گذاری و تورم است. با توجه به منابع اقتصادی تعریف آن‌ها عبارت است از:

- **سپرده سیستم بانکی:** شامل سپرده‌هایی است که به وسیله اشخاص حقیقی، حقوقی، شرکت‌ها، و وزارتخانه‌های دولتی طبق ضوابطی به بانک‌ها سپرده می‌شود و شامل سپرده‌های جاری، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری است.
- **جمعیت:** اعضای همه‌ی خانوارهای معمولی ساکن و خانوارهای دسته‌جمعی که اقامتگاه معمولی آن‌ها در زمان سرشماری در کشور قرار دارد و نیز کلیه اعضای کلیه خانوارهای معمولی غیر ساکن، جمعیت کشور را تشکیل می‌دهند.
- **جمعیت فعال:** شامل تمام افراد ۱۰ ساله و بیشتر که در هفته قبل از هفته آمارگیری در تولید کالا و خدمات مشارکت داشته و یا از قابلیت مشارکت برخوردار بوده‌اند.
- **شاغلین بخش‌های اقتصادی:** تمام افراد ۱۰ ساله و بیشتر که در طول هفته قبل از هفته آمارگیری حداقل یک ساعت کار کرده و یا به دلایلی به طور موقت کار را ترک کرده باشند و حوزه فعالیت آن‌ها بخش مورد نظر باشد.
- **ارزش افزوده به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی:** ارزش اضافی ایجاد شده در جریان تولید در بخش‌های اقتصادی، کشاورزی، مسکن و ساختمان، صنعت و معدن و خدمات که از طریق محاسبه تفاوت بین ارزش ستانده و مصرف واسطه در هر فعالیت اقتصادی به دست می‌آید.
- **نقدینگی:** جمع پول و شبه پول.
- **حجم پول:** برابر است با سکه و اسکناس در گردش.
- **نرخ تورم:** عبارت است از نرخ رشد شاخص قیمت‌ها.

- **نرخ بهره موزون پرداختی:** نرخ بهره موزون شده به نسبت سهم انواع سپرده در مجموع سپرده‌های سرمایه‌گذاری.
- **تسهیلات اعطایی:** اعتبارات پرداختی مستقیم و غیر مستقیم به فعالان اقتصادی از طریق قراردادهای مختلف اسلامی به موجب قانون عملیات بانکی بدون ربا مصوب سال ۱۳۶۲.
- **هزینه کل خانوار:** عبارت است از ارزش پولی کالای تهیه شده یا خدمت انجام شده توسط خانوار به منظور مصرف اعضا و یا هدیه.
- **تولید ناخالص داخلی:** نتیجه نهایی فعالیت‌های اقتصادی واحدهای تولیدی مقیم یک کشور در یک دوره زمانی معین.

۴- مدل کاربردی

در مدل تقاضای پول فریدمن، پس‌انداز مورد توجه قرارگرفت. ازآن‌جا که سپرده‌گذاری در ذات خود نوعی پس‌انداز با هدف تامین مالی معاملات آتی، نیازهای احتمالی (تقاضای احتیاطی)، کسب مطلوبیت و ... می‌باشد، در پژوهش حاضر با در نظرگرفتن نظریه تقاضای پول فریدمن و نگاه تجربی خبرگان، اثر متغیرهای مستقل شامل؛ ارزش افزوده و تعداد شاغلین به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی؛ کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات، ساختمان، جمعیت، جمعیت فعال، تولید ناخالص داخلی، هزینه خانوار به تفکیک استانی، نقدینگی، حجم پول، نرخ بهره موزون پرداختی به سپرده‌های سرمایه‌گذاری و تورم با استفاده از تکنیک داده‌های پانل، بر جذب سپرده نظام بانکی برآورد شده است که مدل ریاضی آن به شکل زیر است. همچنین به منظور کاهش نوسان در تخمین مدل اغلب متغیرها به صورت لگاریتمی استفاده شده‌اند.

$$\begin{aligned} Log(pd)_{it} = {} & \propto_{\circ} + \propto_1 Log(PVS)_{it} + \propto_2 Log(PIF)_t + \propto_3 Log(PFaal)_{it} \\ & + \propto_4 Log(HK)_{it} + \propto_5 Log(PF)_{it} + \propto_6 Log(PEA)_{it} \\ & + \propto_7 Log(PEI)_{it} + \propto_8 Log(PES)_{it} + \propto_9 Log(PEC)_{it} \\ & + \propto_{10} Log(PVA)_{it} + \propto_{11} Log(PVI)_{it} + \propto_{12} Log(PVC)_{it} \\ & + \propto_{13} Log(PP)_{it} + \propto_{14} Log(PTE)_{it} + \propto_{15} Log(Li)_t \\ & + \propto_{16} Log(M_1)_t + \propto_{17} Log(PRR)_t + Log(PGDP)_{it} \end{aligned}$$

که در آن:

اندیس i بیانگر مقاطع و اندیس t نشان‌دهنده دوره زمانی است. بنابراین خواهیم داشت:

$\log(PVA)_{it}$: لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PVI)_{it}$: لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت و معدن به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PVC)_{it}$: لگاریتم ارزش افزوده بخش مسکن به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PVS)_{it}$: لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PEA)_{it}$: لگاریتم شاغلین بخش کشاورزی به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PEI)_{it}$: لگاریتم شاغلین بخش صنعت و معدن به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PEC)_{it}$: لگاریتم شاغلین بخش مسکن به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PES)_{it}$: لگاریتم شاغلین بخش خدمات به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PTE)_{it}$: لگاریتم شاغلین به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PP)_{it}$: لگاریتم جمعیت به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PFaal)_{it}$: لگاریتم جمعیت فعال به تفکیک استانی و سالانه

$\log(HK)_{it}$: لگاریتم هزینه کل خانوار به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PF)_{it}$: لگاریتم تسهیلات اعطایی به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PIF)_{t}$: لگاریتم نرخ تورم سالانه

$\log(PRR)_{t}$: لگاریتم نرخ بهره موزون پرداختی به سپرده‌های سرمایه‌گذاری، سالانه

$\log(li)_{t}$: لگاریتم نقدینگی سالانه

$\log(M_1)_{t}$: لگاریتم حجم پول سالانه

$\log(PGDP)_{it}$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سالانه به تفکیک استانی

۴-۱- آزمون ریشه واحد[1]

در صورتی که متغیرهای مورد استفاده در پژوهش نامانا[2] باشند، با رگرسیون کاذب مواجه خواهیم شد. بنابراین با استفاده از نتایج آزمون ریشه واحد در قالب جدول ۱ به بررسی مانایی و نامانایی متغیرهای مستقل و وابسته پرداخته شده است:

[1]. Unit Root Test
[2]. Non Stationary

جدول ۱: نتایج آزمون پایایی

متغیر / نام آماره	لگاریتم متغیرهای سپرده جذب شده	لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات	نرخ تورم	لگاریتم جمعیت فعال	لگاریتم هزینه کل خانوار	لگاریتم تسهیلات پرداختی
Levin, Lin & Chu t	-۶/۹۳۹۵۲	-۱۲/۸۲۳۳۹	-۱/۷۶۰۱۳	-۲۹/۰۷۳۱	-۱۶/۶۴۱۷	-۱۸/۱۹۳۳
احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۳۹۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
Im, Pesaran & shin W-Stat	-۱/۲۰۰۸۵	-۱۱/۳۶۲۵	-۲/۰۷۸۳۳	-۶/۵۵۴۶۷	-۲/۴۶۰۶۵	-۰/۴۳۹۳۶
احتمال	۰/۱۱۴۹	۰/۰۰۰۰	۰/۹۸۱۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۶۹	۰/۳۳۰۲
ADF-Fisher chi square	۹۱/۳۳۹۷	۱۴۴/۱۹۰	۱۹/۹۲۷۰	۱۲۳/۹۸۷	۱۲۰/۲۰۸	۱۱/۶۵۱۷
احتمال	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۲۹
PP-Fisher chi square	۲۸۰/۴۱۸	-۸۵/۴۰۷۲	۹۹/۰۴۸۹	۵۹/۸۵۰۷	۹۱/۶۰۸۵	۲/۹۳۳۸۶
احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۶۹	۰/۰۴۸۹	۰/۳۳۷۸	۰/۰۰۱۹	۱/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق جدول ۱، متغیرهای مورد بررسی با استفاده از چهار آماره مورد آزمون قرار گرفت که نتایج حاصل از آن به شرح ذیل است: بر مبنای آماره Levin، لگاریتم متغیرهای سپرده جذب شده، لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات، لگاریتم جمعیت فعال، نرخ تورم، لگاریتم هزینه کل خانوار، و لگاریتم تسهیلات پرداختی مانا می‌باشند. این در حالی است که متغیرهای لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات و لگاریتم هزینه کل خانوار بر مبنای کلیه آماره‌های آزمون ریشه واحد، مانا شناخته شدند. متغیرهای لگاریتم سپرده جذب شده و لگاریتم جمعیت فعال، به ترتیب بر اساس آماره‌های Im, Pesaran & shin W- Stat و PP-Fisher chi square نامانا شناخته شده‌اند، در صورتی که بر اساس سایر آماره‌ها، متغیرهای یاد شده مانا می‌باشند. متغیر لگاریتم تسسهیلات اعطایی بر اساس دو آماره Im, Pesaran & shin W- Stat و PP-Fisher chi square مانا و بر مبنای آماره‌های Levin و ADF-Fisher chi square نامانا می‌باشد. و در پایان متغیر نرخ تورم بر مبنای آماره‌های Levin و PP-Fisher chi square مانا و بر اساس آماره‌های Im, Pesaran & shin W- Stat و ADF-Fisher chi square نامانا است. در این پژوهش دو متغیر لگاریتم تسهیلات اعطایی و نرخ تورم به وسیله دو آماره مانا و دو آماره دیگر نامانا شناخته شدند.

۴-۲- آزمون‌های تعیین نوع اثرات

در ابتدا یک مدل تلفیقی و یک مدل اثرات ثابت[1] برآورد شد. برای گزینش از میان دو مدل تلفیقی و اثرات ثابت از آزمون F لیمر[2] استفاده شد. مطابق جدول ۲ از آن‌جا که احتمال آماره F کوچکتر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرضیه صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها رد می‌شود. بنابراین رهیافت داده‌های پانلی بر داده‌های تلفیقی ترجیح داده شد.

جدول ۲: نتایج آزمون F لیمر

اثر آزمون	آماره	درجه آزادی	احتمال
Cross-section F	۷/۳۲۵۶۰۶	۲۷/۲۱۸	۰,۰۰۰۰
Cross-section Chi-square	۱۶۲/۷۱۳۵۱۹	۲۷	۰,۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

سپس یک مدل اثرات تصادفی[3] تخمین زده شد. برای انتخاب میان مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی در رهیافت پانل از آزمون هاسمن استفاده گردید. نتایج این آزمون بنا بر جدول ۳ نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی رد نشده است. بنابراین مدل اثرات تصادفی به عنوان مدل نهایی پذیرفته می‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون هاسمن

خلاصه آزمون	آماره کای دو	درجه آزادی	احتمال
Cross-section F	۰/۰۰۰۰	۵	۰/۹۸۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳- آزمون هم انباشتگی[4] پانل دیتا

در برخی پژوهش‌ها ممکن است تعدادی از متغیرها ناپایا باشند. در این حالت معمولاً اضافه کردن روند، تفاضل‌گیری و ... توصیه گردیده که موجب کاهش اعتبار آزمون آماره‌های F و t شده یا اطلاعات بلندمدت متغیرها را از بین می‌برد. در این حالت می‌توان برای حل مشکلات یاد شده، از

1. Fixed Effect
2. F Leamer
3. Random Effect
4. Co-Integration Test

روش هم انباشتگی استفاده کرد. مفهوم اقتصادی هم انباشتگی آن است که وقتی دو یا چند متغیر (سری زمانی) بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک مدل تعادلی بلندمدت[1] را شکل دهند، هر چند ممکن است این متغیرها دارای روند تصادفی بوده باشند، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند (نوفرستی، ۱۳۹۵). در کوتاه مدت امکان دارد متغیرهای هم‌انباشته از رابطه بین خود انحراف پیدا کنند، ولی رابطه آن‌ها در بلندمدت به حالت تعادلی خود بر می‌گردد (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹).

آزمون هم انباشتگی پانل دیتا اولین بار توسط پدرونی[2] در سال ۱۹۹۵ به کار برده شد. در این آزمون، فرض صفر دلالت بر عدم وجود هم انباشتگی میان متغیرهای موجود در مدل دارد. در این روش، رگرسیون هم انباشتگی جداگانه‌ای برای هر مقطع (در این پژوهش: استان) برآورد شده است. برای آزمون پایایی جملات اخلال از ۷ آماره استفاده گردید. چهار مورد از این آزمون‌ها ضرایب اتورگرسیو را در بین استان‌های مختلف در طول آزمون ریشه واحد ترکیب می‌کنند. بنابراین پارامترهای اتورگرسیو مرتبه اول را محدود می‌کنند تا برای تمام مقاطع یکسان باشد. سه آماره دیگر بر اساس میانگین ضرایب اتورگرسیو می‌باشند که برای هر مقطع جداگانه تخمین زده می‌شود. بنابراین این آماره‌ها به ضرایب اتورگرسیو اجازه می‌دهد که از مقطعی به مقطع دیگر تغییر نماید که به عنوان آماره‌های هم انباشتگی گروهی- میانگین پانل شناخته می‌شوند. اولین آماره هم‌انباشتگی پانل یک آزمون نسبت واریانس ناپارامتریک است. دومین و سومین نوع آماره پانل به ترتیب Rho و فیلیپس پرون (PP) می‌باشد و چهارمین آماره ADF پانل است. به طور مشابه دو مورد اول از آماره‌های هم‌انباشتگی گروهی- میانگین پانل به ترتیب آماره‌های Rho و t فیلیپس پرون است. سومین آماره نیز آزمون ADF گروهی- میانگین است (سحابی و همکاران، ۱۳۹۰).

جدول ۴: نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل دیتا

آزمون	پانل		گروهی	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
V	-۲/۴۰۸۳۰۴	۰/۹۹۲۰	-	-
Rho	۲/۱۷۱۶۶۳	۰/۹۸۵۱	۴/۳۱۲۴۹۵	۱/۰۰۰۰
PP	-۱۳/۵۲۷۱	۰/۰۰۰۰	-۲۰/۱۲۸۶۸	۰/۰۰۰۰
ADF	-۱۰/۵۱۵۸	۰/۰۰۰۰	-۱۴/۱۹۹۱	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

[1]. A Long Run Equilibrium Relationship
[2]. Pedroni

مطابق جدول ۴، بر مبنای آزمون‌های v پانل و Rho پانل و گروهی، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو رد می‌شود و بر اساس آزمون‌های PP و ADF پانل و گروهی، همجمعی بین متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود. در کل، نتایج آزمون هم انباشتگی پانل نشان می‌دهد از مجموع هفت آماره مورد استفاده، چهار آماره یعنی اکثریت آن‌ها دلالت بر وجود هم انباشتگی در میان متغیرهای مدل برآوردی دارد.

۴-۴- آزمون متغیر حذف شده[1]

هرگاه در فرآیند مدل‌سازی، متغیر مستقلی که تاثیری معنادار بر متغیر وابسته دارد از مدل حذف شود، منجر به ناسازگاری و تورش‌دار شدن ضرایب برآوردی سایر متغیرهای مدل می‌شود. مگر اینکه متغیر یا متغیرهای حذف شده با متغیرهای موجود در مدل ناهمبسته باشند. در این صورت، ضرایب برآورد شده جزء ثابت اریب خواهد بود، همچنین خطاهای معیار به سمت بالا اریب بوده، بنابراین آزمون‌های فرضیه، استنباط‌های نامناسبی را به همراه خواهد داشت (بروکز، ۱۳۹۶). در پژوهش حاضر برای تشخیص درستی متغیرهای حذف شده از آزمون متغیر حذف شده، استفاده گردید. فرضیه‌های صفر و مقابل در آزمون به شکل زیر است (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹):

H_0: متغیرحذف شده، تاثیر معناداری روی متغیر وابسته ندارد.

H_1: متغیرحذف شده، تاثیر معناداری روی متغیر وابسته دارد.

در صورتی که احتمال آماره F برای آزمون متغیرهای حذف شده، کمتر یا مساوی ۵ درصد باشد، فرضیه H_0 رد می‌شود. نتایج آزمون در جدول ۵ نشان داده شده است.

نتایج آزمون نشان می‌دهد از ۱۲ متغیر مورد بررسی تنها متغیر لگاریتم ارزش افزوده بخش مسکن باید در مدل وارد شود. از آن‌جا که شاخص لگاریتم ارزش افزوده بخش مسکن با ورود به مدل، ضریب تعیین تعدیل شده مدل را به اندازه ۰/۰۰۰۹۴۸ بهبود می‌دهد، به علت ناچیز بودن، برای رعایت اصل صرفه‌جویی از این شاخص صرف نظر گردید.

[1]. Omitted Variables Test

جدول ۵: نتایج آزمون متغیر حذف شده

ردیف	متغیرهای حذف شده	آماره-t	آمار-F	احتمال
۱	**لگاریتم اشتغال بخش مسکن**	۱/۵۸۴۴۱۴	۲/۵۱۰۳۶۷	۰/۱۱۴۳
۲	**لگاریتم اشتغال بخش کشاورزی**	۱/۱,۴۶۹۴۱	۲/۱۵۹۱۶۷	۰/۱۴۲۹
۳	**لگاریتم اشتغال بخش صنعت**	۱/۰۱۳۲۳۸	۱/۰۲۶۶۵۱	۰/۳۱۱۸
٤	**لگاریتم اشتغال بخش خدمات**	۰/۷۹۱۰۹۵	۰/۶۲۵۸۳۱	۰/۴۲۹۶
۵	**لگاریتم حجم پول**	۱/۸۲۸۳۱۲	۳/۳۴۲۷۲۶	۰/۶۸۶
٦	**لگاریتم جمعیت**	۰/۵۵۵۴۱۶	۰/۳۰۸۴۸۷	۰/۵۷۹۱
۷	**لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی**	۰/۴۱۵۳۵۱	۰/۱۷۲۵۱۶	۰/۶۷۸۲
۸	**لگاریتم تولید ناخالص داخلی**	۰/323055	۰/۱۰۴۳۶۵	۰/۷۴۶۹
۹	**لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت**	۰/۳۹۶۹۹۷	۰/۱۵۷۶۰۷	۰/۶۹۱۷
۱۰	**لگاریتم ارزش افزوده بخش مسکن**	۲/۲۱۹۰۱۲	۴/۹۲۴۰۱۵	۰/۰۲۷۳
۱۱	**نرخ بهره موزون**	۰/۶۵۶۰۱۴	۰/۴۳۰۳۵۵	۰/۵۲۱۴
۱۲	**لگاریتم نقدینگی**	۰/۵۰۶۱۷۴	۰/۲۵۶۲۱۲	۰/۶۱۳۱
درجه آزادی		**۲۷۳**	**۱/۲۷۳**	

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۵- نتایج مدل

بنا بر آن‌چه که طرح شد، مدل اثرات تصادفی برای تخمین شدت و نوع رابطه لگاریتم متغیرهای ارزش افزوده بخش خدمات، جمعیت فعال، نرخ تورم هزینه کل خانوار و تسهیلات پرداختی بر سپرده سیستم بانکی مورد استفاده قرار گرفت که نتایج به دست آمده از برآورد مدل، در قالب جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۶: نتایج مدل برآورد شده

نام متغیر	ضریب همبستگی	آماره t	احتمال
عرض از مبدا	-۰/۰۱۸۴۰۶۷	-۰/۳۱۰۸۲۹	۰/۷۵۶۲
لگاریتم تسهیلات اعطایی	۰/۲۰۷۶۷۵	۴/۶۲۶۰۳۹	۰/۰۰۰۰
لگاریتم جمعیت فعال	-۰/۱۸۹۰۲۴	-۳/۰۱۱۷۰۹	۰/۰۰۲۸
لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات	۰/۸۳۸۰۵	۱۵/۷۹۹۴۲	۰/۰۰۰۰
نرخ تورم	-۰/۰۹۵۴۵۲	-۵/۲۳۴۹۴۸	۰/۰۰۰۰
لگاریتم هزینه کل خانوار	۰/۲۰۱۳۵۷	۲/۳۹۸۰۸	۰/۰۱۷۲
تعداد	۲۲۸		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۹۵۶۵۱		
آماره F	۱۲۲۸/۲۴۴		۰/۰۰۰۰
آماره دوربین واتسون	۲/۲۷		

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۶، مطابق نتایج به دست آمده ضریب تعیین تعدیل شده مدل در حدود ۰/۹۵ و آماره دوربین واتسون آن ۲/۲۷ می‌باشد که نشان می‌دهد برآورد انجام شده، رگرسیون کاذب[1] نیست. زیرا از مشخصه‌های معمول یک رگرسیون کاذب، داشتن ضریب تعیین بالا، نزدیک یک و آماره دوربین واتسون پایین، نزدیک به صفر است (نوفرستی، ۱۳۹۵). همچنین مطابق مدل برآورد شده، وجود عرض از مبدا در مدل رد می‌شود.

در این مدل، متغیرهای توضیحی حدود ۹۵ درصد از تغییرات (واریانس) در رفتارسپرده‌ای سیستم بانکی را شرح می‌دهد و آزمون نیکویی برازش با استفاده از آماره F نشان می‌دهد، مدل به خوبی برآورد شده است. همان‌گونه که مشاهده گردید، همه‌ی ضرایب مدل به استثنای عرض از مبدا معنادار هستند. همچنین مدل از فرم لگاریتمی تبعیت می‌کند. در این حالت ضرایب، کشش می‌باشند. ضریب لگاریتم تسهیلات اعطایی نشان می‌دهد، با افزایش یک درصد تسهیلات اعطایی به اندازه ۰/۲۰ درصد تمایل سپرده‌گذاری مردم نزد بانک‌ها افزایش می‌یابد. همچنین منفی بودن ضریب لگاریتم جمعیت فعال می‌تواند نشان‌دهنده افزایش شدید نرخ بیکاری و به تبع آن دسترسی کمتر این بخش از جمعیت به درآمدهای پولی و به دنباله آن کاهش سپرده‌گذاری باشد. همان‌گونه که انتظار می‌رفت نرخ تورم اثر منفی بر متغیر وابسته یعنی جذب سپرده سیستم بانکی دارد. کوچک بودن ضریب نرخ تورم می‌تواند ناشی از عرضه فزاینده پول در اقتصاد طی سال‌های مورد بررسی باشد. در

[1]. Spurious Regression

این مقاله هزینه کل خانوار به عنوان شاخص[1] درآمد کل خانوار در مدل وارد شد. ضریب لگاریتم هزینه کل خانوار نشان می‌دهد با افزایش یک درصد در هزینه خانوار بیش از ۰/۲ درصد حجم سپرده جذب شده افزایش می‌یابد. از میان متغیرهای توضیحی موجود در مدل، ضریب لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات بیشترین اثر را در توضیح رفتار متغیر وابسته دارد. مطابق جدول بالا، یک درصد افزایش در ارزش افزوده بخش خدمات ۰/۸۳ درصد حجم سپرده‌های بانکی را افزایش می‌دهد.

۴-۶- استفاده از مدل برای پیش بینی[2]

یکی از روش‌های بررسی کارآمدی مدل برآوردی، توانایی پیش‌بینی درست متغیر وابسته در دنیای واقعی به شکل تکرار پذیر است. مدل‌سازی بر اساس دادهای سال ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۰ صورت گرفت و پیش‌بینی تست مدل برای سال‌های ۱۳۹۴، ۱۳۹۳، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۱ انجام شد. نسبت عدد پیش‌بینی به متغیر وابسته واقعی در سال‌های ۱۳۹۴، ۱۳۹۳، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۱ به ترتیب با ۹۴,۳۵ ٪، ۹۴,۵۲٪، ۹۴,۶۰ ٪ و ۹۴,۶۴ ٪ بود که نشان می‌دهد خطای پیش‌بینی مدل کمتر از ۶ درصد می‌باشد.

۵- جمع‌بندی و پیشنهادات

بانک‌ها در کشورهای در حال توسعه نظیر ایران نقش بسیار مهمی در تامین منابع مالی مورد نیاز پروژه‌ها و طرح‌های سرمایه‌گذاری ایفا می‌نمایند که بخش بزرگی از این منابع از محل سپرده‌های مردم نزد بانک‌ها تامین می‌شود. بنابراین در پژوهش حاضر به دلیل نقش تعیین‌کننده سپرده‌های مردمی در تامین مالی تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بررسی عوامل محیطی موثر بر جذب سپرده بانکی پرداخته شد. برای شناسایی و گزینش یک مدل کارا، ابتدا یک مدل جمعی[3] و یک مدل پانل اثرات ثابت به ترتیب تخمین زده شد. سپس با انجام آزمون F لیمر مشخص گردید رهیافت پانل بر رهیافت جمعی اولویت دارد. در ادامه برای انتخاب یکی از دو مدل اثرات ثابت یا تصادفی، پس از برآورد مدل اثرات تصادفی، آزمون هاسمن انجام و بر مبنای نتایج آن مدل اثرات تصادفی به عنوان مدل نهایی پذیرفته شد. در ادامه آزمون‌های پایایی و هم انباشتگی بر روی متغیرهای مدل نهایی انجام شد، نتایج آن نشان داد متغیرهای موجود در مدل به شکل گروهی و هریک به تنهایی،

1. Proxy
2. Forecast
3. Pool

هم انباشته و پایا هستند. علاوه بر آزمون‌های پیش‌گفته، ضریب تعیین تعدیل شده بالا و مقدار مناسب آماره دوربین واتسون مدل نهایی بیانگر این است که با رگرسیون کاذب مواجه نبودیم. همچنین با انجام آزمون حذف شده مشخص گردید، مدل با تعداد درستی از متغیرها برآورد شده است. در ضمن برای تعیین توانایی مدل در پیش‌بینی، با کاهش دوره زمانی داده‌ها، سه مدل مختلف تخمین زده شد که مقایسه نتایج (متغیر وابسته برآورد شده) با مقادیر متغیر وابسته، نشان داد میانگین انحراف در پیش‌بینی مدل برای استان‌های مختلف کمتر از ۱۰ درصد است.

۱. نتایج این پژوهش نشان داد از میان ۱۶ متغیر مورد بررسی، متغیرهای تسهیلات اعطایی، جمعیت فعال، نرخ تورم، هزینه کل خانوار و ارزش افزوده خدمات می‌توانند حدود ۹۵ درصد تغییرات متغیر وابسته یعنی سپرده نظام بانکی را شرح دهند. در ادامه اثر هر یک از متغیرهای مورد بررسی بر جذب سپرده‌های نظام بانکی تحلیل می‌شود.

۲. در پی این پژوهش روشن گردید متغیرهای مستقل شامل؛ ارزش افزوده به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی (کشاورزی، صنعت و معدن و ساختمان)، تعداد شاغلین به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی (کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات، ساختمان)، جمعیت، تولید ناخالص داخلی به تفکیک استانی، نقدینگی، حجم پول، نرخ بهره موزون پرداختی به سپرده‌های سرمایه‌گذاری به شکل مستقیم اثر معناداری بر جذب سپرده بانکی ندارند.

۳. نتایج پژوهش نشان داد که عرض از مبدا در مدل برآورد شده معنادار نیست و مدل نهایی فاقد عرض از مبدا می‌باشد.

۴. از میان متغیرهای مورد بررسی در مدل نهایی، ارزش افزوده بخش خدمات بیشترین اثر را بر جذب سپرده نظام بانکی دارد. ارزش افزوده از منظر اقتصادی همسان با سود و منفعت در نظر گرفته می‌شود. این امر به آن معناست که با افزایش ارزش افزوده بخش خدمات، فعالان اقتصادی در این بخش از درآمد بالاتر برخوردار خواهند بود، به دنبال آن توان پس‌انداز و سپرده‌گذاری فعالان این بخش در سیستم بانکی افزایش می‌یابد. برآورد انجام‌شده نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی در ارزش افزوده بخش خدمات بیش از هشتاد و سه صدم درصد حجم سپرده جذب شده در سیستم بانکی افزایش می‌یابد.

۵. تسهیلات اعطایی یکی از متغیرهایی است که اثر مثبت و معناداری بر جذب سپرده سیستم بانکی دارد. به طور معمول در بانکداری رایج یکی از انتظارات اصلی سپرده‌گذاران دریافت

تسهیلات می‌باشد و مدیران شعب از اعطای تسهیلات به عنوان ابزاری برای جذب سپرده‌های جدید و حفظ سپرده‌های موجود استفاده می‌نمایند. همچنین ضریب لگاریتم تسهیلات اعطایی در مدل برآورد شده نشان می‌دهد، افزایش یک درصدی در اعطای تسهیلات بیش از دو دهم درصد حجم سپرده بانکی را افزایش می‌دهد.

۶. در پژوهش حاضر به دلیل فقدان آمار مربوط به درآمد خانوار به تفکیک استانی، هزینه کل خانوار در استان‌ها به عنوان متغیر جانشین با ویژگی متغیر اصلی، در مدل وارد شد. از آن‌جا که افزایش هزینه خانوار ناشی از دستیابی خانوار به منابع مالی بیشتر- درآمد بیشتر و فروش دارایی و ...- است افزایش منابع مالی در دسترس خانوار به معنای پس‌انداز بیشتر است. نتایج برآورد مدل نهایی نشان می‌دهد، با افزایش یک درصدی هزینه کل خانوار بیش از دو دهم درصد حجم سپرده بانکی افزایش می‌یابد.

۷. جمعیت فعال از عوامل موثر بر حجم سپرده بانکی می‌باشد که رابطه منفی با حجم سپرده بانکی دارد. افزایش جمعیت فعال اگر همراه با افزایش اشتغال و رونق اقتصادی نباشد، درآمد سرانه شهروندان کاهش یافته و پیرو آن با افزایش سهم مصرف از درآمد، سهم پس‌انداز از درآمد خانوار کاهش یافته و در نتیجه‌ی آن سپرده‌گذاری در سیستم بانکی کاهش می‌یابد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، با افزایش یک درصدی جمعیت فعال، نزدیک به نوزده صدم درصد از حجم سپرده‌های بانکی کاسته می‌شود.

۸. در این پژوهش از میان متغیرهای مستقل موثر بر حجم سپرده سیستم بانکی، نرخ تورم، کمترین اثر را بر متغیر وابسته دارد. با افزایش نرخ تورم، هزینه نگهداری پول در بانک برای سپرده‌گذار افزایش می‌یابد و از آن‌جا که نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری نیز به شکل اسمی تعیین می‌شود، بنابراین با افزایش نرخ تورم، از حجم سپرده بانکی به میزان اندکی کاسته می‌شود.

در ادامه می‌توان به این نکته اشاره نمود از آن‌جا که شاخص‌های اقتصادی مرتبط با هم عمل می‌کنند، بهبود شرایط اقتصادی به معنای اشتغال بیشتر، افزایش درآمد سرانه، مصرف و پس‌انداز بیشینه است. و افزایش پس‌انداز به معنای سپرده‌گذاری بیشتر، افزایش اعطای تسهیلات، افزایش سرمایه‌گذاری و در نهایت بهبود شرایط اقتصادی است.

پیشنهادات بر مبنای یافته‌های پژوهش

- ✓ دولت با حمایت از رونق اقتصادی و ایجاد اشتغال می‌تواند به افزایش سپرده‌های بانکی کمک کند.
- ✓ بانک‌ها با اعطای تسهیلات به هنگام و به جا به فعالان اقتصادی می‌توانند ضمن جذب سپرده‌های بیشتر به بهبود وضعیت اقتصادی کشور کمک کنند.
- ✓ مدیران بانکی از مدل ارائه شده برای پیش‌بینی اندازه جذب سپرده در سطح استان‌ها با توجه به برنامه‌ریزی‌های لازم در خصوص جذب سپرده و مدیریت آن، استفاده نمایند.

منابع و مآخذ:

۱. اشرف‌زاده، حمیدرضا. و مهرگان، نادر (۱۳۸۹). *اقتصادسنجی پانل دیتا*، موسسه تحقیقات تعاون دانشگاه تهران.

۲. ارباب، حمیدرضا (۱۳۸۸). *راهنمای شاخص‌های اقتصادی*، موسسه علمی فرهنگی نص.

۳. افلاطونی، عباس. و نیکبخت، لیلی (۱۳۸۹). *کاربرد اقتصادسنجی در حسابداری*، *مدیریت مالی و علوم اقتصادی*، تهران، انتشارات ترمه.

۴. امینی، صفیار. محمدی، سمیه. و فخرحسینی سید فخرالدین (۱۳۸۹)."بررسی عوامل مؤثر بر جذب سپرده‌های بانکی، بانک‌های منتخب با تأکید بر بانک صادرات ایران". فصلنامه اقتصاد مالی **۲**(۶): ۹۳-۱۰۳.

۵. بروکز، ک. (۱۳۹۶). *مقدمه‌ای بر اقتصادسنجی مالی*. احمد بدری و عبدالمجید عبدالباقی؛ انتشارات نص.

۶. دفتر آمار و اطلاعات معاونت برنامه‌ریزی استانداری تهران، سالنامه آماری استان تهران، مرکز آمار ایران.

۷. خضرا، نادیا (۱۳۸۵). "بررسی عوامل موثر بر تجهیز منابع مالی کشور". روزنامه رسمی (۳۵۱): ۶.

۸. سحابی، بهرام. صادقی، حسین. و شوره کندی، علی اکبر (۱۳۹۰). "تأثیر نرخ ارز بر صادرات غیر نفتی ایران به کشورهای منتخب خاورمیانه (ترکیه، امارات، عربستان، کویت، پاکستان)". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) **۱۱**(۱): ۱۰۰-۸۱.

۹. سلیانی، مهدی (۱۳۸۳). *بررسی و آزمون تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران*، پژوهشکده پولی و بانکی.

۱۰. شاکری، عباس (۱۳۹۴). *اقتصاد کلان نظریه‌ها و سیاست‌ها*، تهران، پارس نویسا، چاپ سوم، جلد دوم.

۱۱. عرفانی، علیرضا. و همتی، مرضیه (۱۳۹۳). "رتبه‌بندی عوامل موثر منابع بانکی استان سمنان به روش تاپسیس". دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی **۲۱**(۸): ۸۴-۶۲.

۱۲. قلی‌زاده، محمد حسن. و شعبانی کاکرود، حامد (۱۳۸۷). "بررسی عوامل موثر بر تجهیز منابع و جذب سپرده‌ها در بانک‌های دولتی". بانک و اقتصاد (۹۳): ۴۱-۳۸.

۱۳. کاشانی‌پور، محمد. و نقی‌نژاد، بیژن (۱۳۸۸). "بررسی اثر محدودیت‌های مالی بر حساسیت جریان نقدی وجه نقد". تحقیقات حسابداری (۲): ۹۳-۷۲.

۱۴. محمدی، سمیه (۱۳۸۷). *بررسی عوامل موثر بر جذب سپرده بانکی (مطالعه بانک صادرات طی دوره ۶۸-۱۳۸۶)*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).

۱۵. مروتی شریف آبادی، علی. و همکاران (۱۳۹۲). "شناسایی و رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر جذب سپرده‌ی مشتریان در بانک با استفاده از روش VIKOR فازی. مورد مطالعه: بانک صادرات استان یزد". فصلنامه بهبود مدیریت **۷**(۲۰): ۱۶۳-۱۴۳.

۱۶. منصف، عبدالعلی. و منصوری، نسرین (۱۳۸۹). "بررسی عوامل موثر بر حجم سپرده‌های بانکی". دانش و توسعه **۱۷**(۳۴): ۹۰-۶۹.

۱۷. نعامی، عبداله. و مطهری، علی اکبر (۱۳۹۳). "تاکید بر رابطه بازایابی داخلی و منابع سپردهای بانک به منظور تأمین منابع مالی مولد و فعال‌سازی سرمایه‌های انسانی در راستای سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی". فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان **۲**(۷): ۸۷-۶۵.

۱۸. نیلچی، مسلم. و همکاران (۱۳۹۶). "ارائه مدل تحلیل پوششی داده‌های چند بخشی جدید برای ارزیابی کارایی شعب بانک‌ها". فصلنامه مطالعات مدیریت صنعتی **۱۵**(۴۶): ۹۶-۷۳.

۱۹. نوفرستی، محمد (۱۳۹۵). *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*، تهران، موسسه خدمات فرهنگی رسا.

20. Abhiman, Das & Subhash, Cray & Ashok, Nag (2009) ."Labor-Use Efficiency in Indian Banking: A Branch – Level Analysis". Journal of Omerga **37**: 411-425.
21. Cornett, M. M. Guo, L. Khaksari, S. & Tehranian, H. (2005). The Impact of Performance Differences in Prhvately- Ownedversus Satate- Owned Banks: An International Comparison. Journal of Financial Intermediation **19**(1): 74-94.
22. Haron, Sudin & Wan Azmi, Wan Nursofiza (2008). "Determinants of Islamic & Conventional Deposit's in the Malaysian Banking System". Journal of Managerial Finance **34**: 618-643.
23. Pasiouras, F. & Kosmidou, K. (2007). "Factors Influencing the Profitability of Domestic and Foreign Commercial Banks in the European Union". Research in International Business and Finance **21**(2): 222-237.
24. Turhani. A, and Hoda, H. (2016). "The Determinative Factors of Deposits Behavior in Banking System in Albani". Academic Journal of Interdisciplinary Studies **5**(2): 246-256.
25. Urembia, S. O. (2018). "The Impact of Mcroeconomic and Demographic factor on Saving Mobilisation in Nigeria". African Review of Money Financeand Banking.

۱- مقدمه

امروزه با پولی شدن اقتصادها و در نتیجه جدا شدن پس‌اندازکنندگان از سرمایه‌گذاران، لازم است ابزارهایی به منظور انتقال وجوه از افرادی که دارای مازاد هستند به افرادی که با کسری مواجه‌اند وجود داشته باشد. در حقیقت بازارهای مالی و نهادهای مالی به عنوان اجزای اصلی سیستم مالی، وظیفه انتقال وجوه از افرادی که دارای مازاد می‌باشند به افرادی که با کسری مواجه‌اند را به عهده دارند. همچنین گفته می‌شود جهت تسهیل در پیشرفت دیگر نهادهای اقتصادی، واسطه‌های مالی شکل گرفته‌اند و لذا می‌توان عنوان نمود وجود نهادها و بازارهای مالی پیشرفته همراه با به کارگیری روش‌های نوین، با درجه توسعه‌یافتگی یک کشور ارتباط مستقیم دارد.

امروزه بانکداری یکی از با اهمیت‌ترین نهادهای مالی در بخش اقتصاد به شمار می‌آید. بانک‌ها، از یک طرف، با سازماندهی دریافت‌ها و پرداخت‌ها، امر مبادلات تجاری و بازرگانی را تسهیل می‌کنند و موجب گسترش بازارها می‌شوند؛ از طرف دیگر، با تجهیز پس‌اندازهای ریز و درشت و هدایت آن‌ها به سمت بنگاه‌های تولیدی، زمینه‌های رشد و شکوفایی اقتصاد را فراهم می‌آورند. در این شرایط جذب بیشتر منابع مالی و رقابت مؤثر در جذب این منابع توسط گروه‌های مختلف بانکی از موضوعاتی است که مورد توجه نهادهای مالی و اعتباری قرار دارد. در سیستم مالی کشورهای در حال توسعه به دلیل ضعف ساختاری این کشورها در حوزه قوانین، سیستم اداری و فقدان شفافیت در فعالیت‌های اقتصادی، اغلب نهادهای مالی شامل بانک‌ها و موسسات مالی نقش بزرگتری نسبت به بازارهای مالی در اقتصاد بازی می‌کنند. بانک‌ها به عنوان موسسات انتفاعی بخش بزرگی از منابع مورد نیاز برای اعطای تسهیلات خود را از طریق جذب سپردهای خرد و کلان مشتریان خود تامین می‌نمایند. بنابراین شناسایی و اندازه‌گیری اثر متغیرهای اقتصادی و جمعیتی بر جذب سپرده سیستم بانکی با هدف پیش‌بینی اندازه سپرده با دقت بالا برای برنامه‌ریزی سالانه شعب و بانک‌ها از اهمیت به سزایی برخوردار است.

همان‌گونه که در ادامه خواهد آمد اکثر پژوهش‌هایی که در این حوزه انجام شده، عموما بر روی عوامل درون سازمانی موثر بر جذب سپرده در یک بانک خاص یا در یک منطقه خاص و یا مقایسه چند بانک با هم بوده است، بدین ترتیب ملاحظه می‌شود که نگاه کلان نگری در این مطالعات مغفول مانده است که می‌توان ضرورت آن را در طراحی پرسشنامه بانک اطلاعات محیطی برای اعطای مجوز تاسیس شعب و تلاش در جهت ارزیابی کارایی و پیش‌بینی اندازه سپرده جهت برنامه‌ریزی سالانه شعب با در نظر گرفتن عوامل محیطی به انجام رساند.

به این دلیل در مقاله حاضر تلاش شده به پرسش‌های زیر پاسخ داده شود.

- کدام متغیرهای محیطی بر سپرده نظام بانکی تاثیر خواهد داشت؟
- شدت و اندازه اثر متغیرهای محیطی بر جذب سپرده نظام بانکی چگونه می‌باشد؟

در ادامه، مقاله به صورت زیر ساماندهی شده است: در بخش دوم به بررسی مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. بخش بعدی با توصیف داده‌ها و روش پژوهش ادامه یافته است و بخش چهارم به برآورد و تشریح مدل اختصاص دارد. سرانجام و در بخش پنجم، جمع‌بندی و پیشنهادات ارائه شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در مدل‌های تقاضای پول که به وسیله ریکاردو، فیشر، کینز و توبین و بامول بررسی و طرح گردید تمایز و جدایی بین تقاضای معاملاتی و سفته‌بازی اهمیت ویژه‌ای دارد. اما فریدمن تقاضای پول را در بستر نظریه سنتی اقتصاد خرد درباره رفتار مصرف‌کننده و تقاضای تولیدکننده برای نهاده‌های تولید، بررسی کرد. از آن‌جا که سپرده‌گذاری نوعی پس‌انداز تلقی می‌شود در این پژوهش نظریه فریدمن در این خصوص طرح می‌گردد.

در دیدگاه فریدمن (۱۹۵۶) مصرف‌کنندگان پول را نگه می‌دارند چون نگهداری پول به آن‌ها مطلوبیت می‌دهد. همان‌طورکه تقاضای مصرف‌کننده، در غیاب توهم پولی تقاضا برای کالاهای حقیقی مصرفی است و به ارزش پولی آن‌ها کاری ندارد، تقاضای پول هم باید برای مانده‌های حقیقی باشد. چون پول همانند کالا به اعتبار مطلوبیتی که ارائه می‌دهد، مورد تقاضا واقع می‌شود. این تقاضا به سطح درآمد حقیقی و بازده و روش‌های دیگر نگهداری دارایی نیز وابسته می‌باشد. تولیدکنندگان نیز پول را به عنوان دارایی مولد که جریان هزینه و درآمد آن‌ها را هموار می‌سازد، نگهداری می‌کنند. درست مانند تقاضای آن‌ها برای خدمات سرمایه حقیقی که به سطح محصول یا درآمد حقیقی و عایدات نسبی سایر روش‌های نگهداری ثروت بستگی دارد (شاکری، ۱۳۹۴).

بخش بزرگی از نظریه فریدمن درباره بازده‌های دارایی به عنوان جایگزینی برای پول و همچنین قیود و محدودیت مالی است. بدین منظور، تولید ناخالص داخلی می‌تواند رابطه معناداری با جذب سپرده سیستم بانکی داشته باشد و از آن‌جا که متغیرهای ارزش افزوده، اشتغال، جمعیت، جمعیت فعال از اجزای اساسی شکل دهنده تولید ناخالص داخلی می‌باشند، انتظار می‌رود که این متغیرها نیز اثر معناداری برجذب سپرده بانکی داشته باشند. طبق نظریه فریدمن مردم بین نگهداری پول و سایر

دارایی‌های مالی انتخاب می‌کنند و این گزینش تحت تاثیر نرخ بهره، نرخ تورم و... می‌باشد. و از آن‌جا که مبادله بین مصرف حال و آینده به نفع مصرف آینده، مستلزم پس‌انداز کردن است و سپرده‌گذاری، نوعی پس‌انداز تلقی می‌شود بر مبنای نظریه فریدمن، می‌توان ادعا کرد که عواملی نظیر نرخ بهره، تورم، ارزش افزوده، اشتغال، جمعیت، جمعیت فعال و ... در صورتی که بر مدل درآمد- هزینه فرد در طول زندگی هر انسان موثر باشد، می‌تواند بر پس‌انداز و به تبع آن بر سپرده‌گذاری شخص موثر گردد. بر اساس نظریه لوین[1] در سال ۱۹۹۷ ساختار مالکیت بانک‌ها و نقش بنیادی آن‌ها در اقتصاد ملی یک متغیر حیاتی در فرآیند توسعه مالی و رشد اقتصادی است. وظیفه اصلی بخش بانکداری، تضمین این مسأله است که منابع و اعتبارات مالی به سوی پروژه‌هایی با بهره‌وری و کارآمدی بیشتر هدایت شود، تا به رشد آینده کمک کند. نقش دولت نیز در سیستم مالی، تضمین این امر است که بانک‌ها از طریق قوانین و مقررات و نظارت دقیق خود، این وظیفه حیاتی را تا حد امکان کاراتر انجام دهند.

خضرا (۱۳۸۵) در مقاله‌ای تحت عنوان «عوامل موثر بر تجهیز منابع مالی کشور» بیان نمود که، عوامل فناوری اطلاعات و ارتباطات، مهارت نیروی انسانی شاغل در بانک‌ها، تنوع و کیفیت خدمات بانکی، رضایت مشتریان از کارکنان و مطلوبیت محیط داخلی و محل استقرار شعب در بانکداری نوین، از جمله مهم‌ترین مواردی هستند که در جذب بهینه منابع پولی تاثیر قابل توجهی دارد.

قلی‌زاده و شعبانی کاکرود (۱۳۸۷) در پژوهش خود به بررسی چهار فرضیه در مورد تبعیت میزان سپرده‌ها از تعداد شعب، تکنولوژی مدرن، سود سپرده‌ها، و تسهیلات پرداختی پرداخته‌اند که در نتیجه معنی‌دار بودن رابطه بین "میزان سپرده‌ها" و "تعداد شعب" و نیز "سود سپرده‌ها" به تأیید رسید ولی رابطه معنی‌داری بین "میزان سپرده‌ها" و "تعداد خدمات مدرن بانکی" و یا "میزان تسهیلات پرداختی" تأیید نگردید.

محمدی (۱۳۸۷) در پایان نامه خود به بررسی عوامل موثر در تابع جذب سپرده بانکی اشاره داشته است که این عوامل عبارتند از: تعداد شعب، سپرده‌های دوره قبل، درآمد سرانه واقعی، تورم و جمعیت کشور. نتایج حاصل از تحقیق حاکی از آن است که درآمد واقعی سرانه و بعد از آن تعداد شعب دارای بیشترین اثر مثبت بر حجم سپرده‌های بلندمدت بانک صادرات است. حجم سپرده‌های دوره‌ی پیشین نیز از عوامل تأثیرگذار بر حجم سپرده‌های جاری اشخاص و قرض‌الحسنه و سپرده‌های بلندمدت بانک صادرات می‌باشد. از بین متغیرهایی که تأثیر مثبت بر حجم سپرده‌های بلندمدت

[1]. Levine

بانک صادرات دارند کمترین ضریب مربوط به متغیر تورم بوده و همچنین در بین متغیرها، متغیر جمعیت تأثیر معنی‌داری بر حجم سپرده‌های بانک صادرات نداشته است.

منصف و منصوری (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی اثر شاخص‌های نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت مسکن و نرخ سود اوراق مشارکت بر حجم سپرده بانکی پرداختند. در این مقاله پژوهشگران با استفاده از روش اقتصادسنجی الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی اثر هر کدام از این متغیرها را جداگانه مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که میان متغیرهای نرخ سود اوراق مشارکت و تولید ناخالص داخلی با حجم سپرده بانکی به ترتیب رابطه منفی و مثبت وجود دارد.

مروتی شریف آبادی و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله‌ای با عنوان "شناسایی و رتبه‌بندی عوامل موثر بر جذب سپرده مشتریان در بانک با استفاده از روش VIKOR فازی" ده عامل موثر بر جذب سپرده مشتریان در بانک را با در نظرگرفتن نظر خبرگان احصا نمودند. نتایج مطالعه نشان داد دو عامل نرخ سود سپرده و نحوه برخورد کارکنان با مشتریان بیشترین تاثیر را بر جذب سپرده دارد.

عرفانی و همتی (۱۳۹۳) به رتبه‌بندی عوامل موثر بر منابع بانکی استان سمنان در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ با استفاده از تکنیک تاپسیس[1] پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد شاخص اطمینان به شبکه بانکی با مقدار ۰,۶۸۸ جایگاه اول را در بین عوامل موثر بر تجهیز منابع بانکی استان سمنان بدست آورده است.

نعامی و مظهری (۱۳۹۳) پژوهشی با هدف بررسی نقش بازاریابی داخلی در جذب منابع سپرده‌ای و همچنین تبیین تفاوت بین یک بانک دولتی و خصوصی (توسعه تعاون و بانک شهر) در میزان رابطه بین بازاریابی داخلی و منابع سپرده‌ای انجام داده‌اند. با استفاده از نتایج این پژوهش می‌توان به نقاط ضعف و قوت فعلی بانک در جذب منابع سپرده‌ای از منظر بازاریابی داخلی پی برد و در راستای کمک به افزایش و تجهیز آن به عنوان اصلی‌ترین منبع بانک بهره گرفت. یافته‌های حاصل از پژوهش بیان می‌دارد که بازاریابی داخلی در جذب منابع سپرده‌ای نقش دارد؛ و رابطه بازاریابی داخلی و منابع سپرده‌ای در بانک شهر به عنوان یک بانک غیر دولتی نسبت به بانک توسعه تعاون به عنوان یک بانک دولتی بارزتر است.

نیلچی و همکاران (۱۳۹۶) در تحقیق خود به عوامل موثر بر جذب منابع بانکی اشاره داشته‌اند. از مهمترین عوامل موثر که بر اساس نظر خبرگان بانکی تهیه شده بود می‌توان به بازاریابی، هزینه

[1]. Topsis

آموزش و تعداد کارکنان اشاره داشت. بنا بر نتایج این تحقیق، اگر مسئولین بانک به نحوه ارائه خدمات بانکی توجه داشته باشند می‌توانند به طور قابل ملاحظه‌ای منابع پولی و در ادامه درآمدهای غیر مشاع خود را افزایش دهند.

کورنت و همکاران[1] (۲۰۰۵) به بررسی وضعیت عملکردی بانک‌های خصوصی در مقایسه با بانک‌های دولتی در جذب سپرده و میزان سودآوری پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که بانک‌های دولتی به طور قابل ملاحظه‌ای سودآوری کمتری نسبت به بانک‌های خصوصی دارند.

هارون و ون هزمی[2] (۲۰۰۸) به بررسی عوامل موثر بر سپرده‌گذاری در بانک‌های مالزی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که نرخ سود سپرده یک عامل موثر در سپرده‌گذاری به شمار می‌رود.

آبهیمان و همکاران[3] (۲۰۰۹) با مطالعه‌ای بر روی بانک‌های دولتی در کشور هند عواملی چون نیروی انسانی، سطح تحصیلات کارکنان، محیط بانک، محل استقرار و موقعیت مکانی بانک، تبلیغات، قوانین و مقررات دولتی و کاهش دخالت‌ها را از عوامل جذب سپرده دانسته و مهمترین عامل را نیروی انسانی دانسته‌اند.

استادی و سرلک (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به عوامل موثر بر جذب سپرده‌های بانکی به منظور افزایش سهم نسبی بانک سپه اصفهان پرداخته‌اند. جامعه آماری سپرده‌های بانک سپه در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ و روش مورد استفاده پنل دیتا بوده است. نتایج نشان داد که اثر پارامترهای بانکداری الکترونیکی مانند POS و ATM در جذب سپرده‌های بانکی مثبت و قابل توجه است. متغیرهای نرخ سود سپرده و عرضه پول اثر مثبت بر سپرده‌های بانکی داشته و متغیرهای دیگر مانند تورم و بازار سهام در رقابت با بازار پول اثر منفی و معنی‌داری بر جذب سپرده داشته است.

تورهانی و هدا[4] (۲۰۱۶) در پژوهش خود دست یافتند که شاخص‌های عملکرد بانکی یا اقتصاد کلان، میزان سپرده‌ها را تحت تاثیر قرار داده است. همچنین، دو عامل مهم ۱) میزان نقدینگی بانک‌ها و ۲) نرخ بهره سپرده‌ها در ارز خارجی، بر سطح سپرده‌های کلان تاثیر می‌گذارد. همچنین آنان دریافتند که درک روابط بانک- مشتری یکی از عوامل مهمی است که می‌تواند به هنگام سیاست‌گذاری جهت مدیریت اثرات دوره‌های بحرانی بسیار حائز اهمیت باشد.

---

1. Cornett (2005)
2. Haron & Wan Azmi (2008)
3. Abhiman (2009)
4. Turhani & Hoda (2016)

اورمبیا[1] (۲۰۱۸) در پژوهش خود به بررسی عوامل اقتصاد کلان و جمعیت شناختی بر روی سطح پس‌انداز کشور نیجریه پرداخته است. نتایج حاصل از این پژوهش گویای آن است که ۱) عوامل جمعیت شناختی در توضیح میزان پس‌انداز در بیش از دو دهه مورد مطالعه نقش مثبت و مطلوب ایفا کرده است، (۲) نرخ بهره در ایجاد پس انداز نقش دارد، (۳) نرخ تورم داخلی اثر منفی و قابل توجهی در نسبت پس‌انداز دارد و (۴) جریان سرمایه خارجی که توسط FPI به طور مثبت اندازه‌گیری شده است به طور قابل توجهی میزان پس‌انداز در نیجریه را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

۳- روش تحقیق

روش پژوهش از نوع کمی، کاربردی – تحلیلی و رگرسیونی با استفاده از رهیافت پانل می‌باشد. همچنین برخی از متغیرهای پژوهش با مطالعه پیشینه پژوهش و به روش کتابخانه‌ای و اسنادی و برخی دیگر از مصاحبه با خبرگان بانکی که حداقل ۱۰ سال سابقه فعالیت در حوزه ستادی بانک داشته‌اند، شناسایی گردید. در این پژوهش، دوره زمانی مورد مطالعه، ۱۰ سال و به صورت سالیانه از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۹۰ بوده و مقاطع، استان‌ها هستند. در ادامه به منزله راستی‌آزمایی، پیش‌بینی‌های حاصل از مدل با داده‌های واقعی موجود تا پایان سال ۱۳۹۴ مورد ارزیابی قرار گرفت. شایان توجه می‌باشد که پس از چندین بار حل مقدماتی مسأله متغیرهای نرخ تورم، جمعیت فعال، ارزش افزوده بخش خدمات، هزینه کل خانوار و تسهیلات اعطایی به عنوان مهم‌ترین شاخص‌های موثر بر جذب سپرده بانکی تایید شدند.

۳-۱- روش پانل دیتا

روش برآوردی داده‌های پانل در سال‌های اخیر بیشتر مورد توجه قرار گرفته است. در این روش، یک سری واحدهای مقطعی طی چند سال مورد برازش قرار می‌گیرند. استفاده از داده‌های پانل نسبت به سایر روش‌ها، دارای مزایایی است (اشرف زاده و مهرگان، ۱۳۸۷).

این مزایا عبارتند از:

- تعداد مشاهدات و داده‌ها در حالت پانل نسبت به حالت‌های دیگر بیشتر است و در نتیجه باعث اعتماد بیشتر به برآوردها می‌شود.
- به محقق اجازه می‌دهد مدل‌های پیشرفته‌ای را تبیین و آزمون کند.

[1]. Urmbia (2018)

- زیاد بودن تعداد مشاهدات، مساله هم‌خطی در اقتصاد سنجی را تا حدود زیادی از بین می‌برد.
- با استفاده از داده‌های پانل، تورش برآورد از بین می‌رود.

۳-۲- متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته، سپرده جذب شده سیستم بانکی می‌باشد.

متغیرهای مستقل شامل؛ ارزش افزوده و تعداد شاغلین به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی؛ کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات، ساختمان، جمعیت، جمعیت فعال، تولید ناخالص داخلی، هزینه خانوار به تفکیک استانی، نقدینگی، حجم پول، نرخ بهره موزون پرداختی به سپرده‌های سرمایه گذاری و تورم است. با توجه به منابع اقتصادی تعریف آن‌ها عبارت است از:

- **سپرده سیستم بانکی:** شامل سپرده‌هایی است که به وسیله اشخاص حقیقی، حقوقی، شرکت‌ها، و وزارتخانه‌های دولتی طبق ضوابطی به بانک‌ها سپرده می‌شود و شامل سپرده‌های جاری، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری است.
- **جمعیت:** اعضای همه‌ی خانوارهای معمولی ساکن و خانوارهای دسته‌جمعی که اقامتگاه معمولی آن‌ها در زمان سرشماری در کشور قرار دارد و نیز کلیه اعضای کلیه خانوارهای معمولی غیر ساکن، جمعیت کشور را تشکیل می‌دهند.
- **جمعیت فعال:** شامل تمام افراد ۱۰ ساله و بیشتر که در هفته قبل از هفته آمارگیری در تولید کالا و خدمات مشارکت داشته و یا از قابلیت مشارکت برخوردار بوده‌اند.
- **شاغلین بخش‌های اقتصادی:** تمام افراد ۱۰ ساله و بیشتر که در طول هفته قبل از هفته آمارگیری حداقل یک ساعت کار کرده و یا به دلایلی به طور موقت کار را ترک کرده باشند و حوزه فعالیت آن‌ها بخش مورد نظر باشد.
- **ارزش افزوده به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی:** ارزش اضافی ایجاد شده در جریان تولید در بخش‌های اقتصادی، کشاورزی، مسکن و ساختمان، صنعت و معدن و خدمات که از طریق محاسبه تفاوت بین ارزش ستانده و مصرف واسطه در هر فعالیت اقتصادی به دست می‌آید.
- **نقدینگی:** جمع پول و شبه پول.
- **حجم پول:** برابر است با سکه و اسکناس در گردش.
- **نرخ تورم:** عبارت است از نرخ رشد شاخص قیمت‌ها.

- **نرخ بهره موزون پرداختی:** نرخ بهره موزون شده به نسبت سهم انواع سپرده در مجموع سپرده‌های سرمایه‌گذاری.
- **تسهیلات اعطایی:** اعتبارات پرداختی مستقیم و غیر مستقیم به فعالان اقتصادی از طریق قراردادهای مختلف اسلامی به موجب قانون عملیات بانکی بدون ربا مصوب سال ۱۳۶۲.
- **هزینه کل خانوار:** عبارت است از ارزش پولی کالای تهیه شده یا خدمت انجام شده توسط خانوار به منظور مصرف اعضا و یا هدیه.
- **تولید ناخالص داخلی:** نتیجه نهایی فعالیت‌های اقتصادی واحدهای تولیدی مقیم یک کشور در یک دوره زمانی معین.

۴- مدل کاربردی

در مدل تقاضای پول فریدمن، پس‌انداز مورد توجه قرارگرفت. ازآن‌جا که سپرده‌گذاری در ذات خود نوعی پس‌انداز با هدف تامین مالی معاملات آتی، نیازهای احتمالی (تقاضای احتیاطی)، کسب مطلوبیت و ... می‌باشد، در پژوهش حاضر با در نظرگرفتن نظریه تقاضای پول فریدمن و نگاه تجربی خبرگان، اثر متغیرهای مستقل شامل؛ ارزش افزوده و تعداد شاغلین به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی؛ کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات، ساختمان، جمعیت، جمعیت فعال، تولید ناخالص داخلی، هزینه خانوار به تفکیک استانی، نقدینگی، حجم پول، نرخ بهره موزون پرداختی به سپرده‌های سرمایه‌گذاری و تورم با استفاده از تکنیک داده‌های پانل، بر جذب سپرده نظام بانکی برآورد شده است که مدل ریاضی آن به شکل زیر است. همچنین به منظور کاهش نوسان در تخمین مدل اغلب متغیرها به صورت لگاریتمی استفاده شده‌اند.

$$\begin{aligned} Log(pd)_{it} = {} & \propto_{\circ} + \propto_1 Log(PVS)_{it} + \propto_2 Log(PIF)_t + \propto_3 Log(PFaal)_{it} \\ & + \propto_4 Log(HK)_{it} + \propto_5 Log(PF)_{it} + \propto_6 Log(PEA)_{it} \\ & + \propto_7 Log(PEI)_{it} + \propto_8 Log(PES)_{it} + \propto_9 Log(PEC)_{it} \\ & + \propto_{10} Log(PVA)_{it} + \propto_{11} Log(PVI)_{it} + \propto_{12} Log(PVC)_{it} \\ & + \propto_{13} Log(PP)_{it} + \propto_{14} Log(PTE)_{it} + \propto_{15} Log(Li)_t \\ & + \propto_{16} Log(M_1)_t + \propto_{17} Log(PRR)_t + Log(PGDP)_{it} \end{aligned}$$

که در آن:

اندیس i بیانگر مقاطع و اندیس t نشان‌دهنده دوره زمانی است. بنابراین خواهیم داشت:

$\log(PVA)_{it}$: لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PVI)_{it}$: لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت و معدن به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PVC)_{it}$: لگاریتم ارزش افزوده بخش مسکن به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PVS)_{it}$: لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PEA)_{it}$: لگاریتم شاغلین بخش کشاورزی به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PEI)_{it}$: لگاریتم شاغلین بخش صنعت و معدن به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PEC)_{it}$: لگاریتم شاغلین بخش مسکن به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PES)_{it}$: لگاریتم شاغلین بخش خدمات به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PTE)_{it}$: لگاریتم شاغلین به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PP)_{it}$: لگاریتم جمعیت به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PFaal)_{it}$: لگاریتم جمعیت فعال به تفکیک استانی و سالانه

$\log(HK)_{it}$: لگاریتم هزینه کل خانوار به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PF)_{it}$: لگاریتم تسهیلات اعطایی به تفکیک استانی و سالانه

$\log(PIF)_{t}$: لگاریتم نرخ تورم سالانه

$\log(PRR)_{t}$: لگاریتم نرخ بهره موزون پرداختی به سپرده‌های سرمایه‌گذاری، سالانه

$\log(li)_{t}$: لگاریتم نقدینگی سالانه

$\log(M_1)_{t}$: لگاریتم حجم پول سالانه

$\log(PGDP)_{it}$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سالانه به تفکیک استانی

۴-۱- آزمون ریشه واحد[1]

در صورتی که متغیرهای مورد استفاده در پژوهش نامانا[2] باشند، با رگرسیون کاذب مواجه خواهیم شد. بنابراین با استفاده از نتایج آزمون ریشه واحد در قالب جدول ۱ به بررسی مانایی و نامانایی متغیرهای مستقل و وابسته پرداخته شده است:

[1]. Unit Root Test
[2]. Non Stationary

جدول ۱: نتایج آزمون پایایی

متغیر / نام آماره	لگاریتم متغیرهای سپرده جذب شده	لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات	نرخ تورم	لگاریتم جمعیت فعال	لگاریتم هزینه کل خانوار	لگاریتم تسهیلات پرداختی
Levin, Lin & Chu t	-۶/۹۳۹۵۲	-۱۲/۸۲۳۳۹	-۱/۷۶۰۱۳	-۲۹/۰۷۳۱	-۱۶/۶۴۱۷	-۱۸/۱۹۳۳
احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۳۹۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
Im, Pesaran & shin W-Stat	-۱/۲۰۰۸۵	-۱۱/۳۶۲۵	-۲/۰۷۸۳۳	-۶/۵۵۴۶۷	-۲/۴۶۰۶۵	-۰/۴۳۹۳۶
احتمال	۰/۱۱۴۹	۰/۰۰۰۰	۰/۹۸۱۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۶۹	۰/۳۳۰۲
ADF-Fisher chi square	۹۱/۳۳۹۷	۱۴۴/۱۹۰	۱۹/۹۲۷۰	۱۲۳/۹۸۷	۱۲۰/۲۰۸	۱۱/۶۵۱۷
احتمال	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۲۹
PP-Fisher chi square	۲۸۰/۴۱۸	-۸۵/۴۰۷۲	۹۹/۰۴۸۹	۵۹/۸۵۰۷	۹۱/۶۰۸۵	۲/۹۳۳۸۶
احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۶۹	۰/۰۴۸۹	۰/۳۳۷۸	۰/۰۰۱۹	۱/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق جدول ۱، متغیرهای مورد بررسی با استفاده از چهار آماره مورد آزمون قرار گرفت که نتایج حاصل از آن به شرح ذیل است: بر مبنای آماره Levin، لگاریتم متغیرهای سپرده جذب شده، لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات، لگاریتم جمعیت فعال، نرخ تورم، لگاریتم هزینه کل خانوار، و لگاریتم تسهیلات پرداختی مانا می‌باشند. این در حالی است که متغیرهای لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات و لگاریتم هزینه کل خانوار بر مبنای کلیه آماره‌های آزمون ریشه واحد، مانا شناخته شدند. متغیرهای لگاریتم سپرده جذب شده و لگاریتم جمعیت فعال، به ترتیب بر اساس آماره‌های Im, Pesaran & shin W- Stat و PP-Fisher chi square نامانا شناخته شده‌اند، در صورتی که بر اساس سایر آماره‌ها، متغیرهای یاد شده مانا می‌باشند. متغیر لگاریتم تسسهیلات اعطایی بر اساس دو آماره Im, Pesaran & shin W- Stat و PP-Fisher chi square مانا و بر مبنای آماره‌های Levin و ADF-Fisher chi square نامانا می‌باشد. و در پایان متغیر نرخ تورم بر مبنای آماره‌های Levin و PP-Fisher chi square مانا و بر اساس آماره‌های Im, Pesaran & shin W- Stat و ADF-Fisher chi square نامانا است. در این پژوهش دو متغیر لگاریتم تسهیلات اعطایی و نرخ تورم به وسیله دو آماره مانا و دو آماره دیگر نامانا شناخته شدند.

۴-۲- آزمون‌های تعیین نوع اثرات

در ابتدا یک مدل تلفیقی و یک مدل اثرات ثابت[1] برآورد شد. برای گزینش از میان دو مدل تلفیقی و اثرات ثابت از آزمون F لیمر[2] استفاده شد. مطابق جدول ۲ از آن‌جا که احتمال آماره F کوچکتر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرضیه صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها رد می‌شود. بنابراین رهیافت داده‌های پانلی بر داده‌های تلفیقی ترجیح داده شد.

جدول ۲: نتایج آزمون F لیمر

اثر آزمون	آماره	درجه آزادی	احتمال
Cross-section F	۷/۳۲۵۶۰۶	۲۷/۲۱۸	۰,۰۰۰۰
Cross-section Chi-square	۱۶۲/۷۱۳۵۱۹	۲۷	۰,۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

سپس یک مدل اثرات تصادفی[3] تخمین زده شد. برای انتخاب میان مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی در رهیافت پانل از آزمون هاسمن استفاده گردید. نتایج این آزمون بنا بر جدول ۳ نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی رد نشده است. بنابراین مدل اثرات تصادفی به عنوان مدل نهایی پذیرفته می‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون هاسمن

خلاصه آزمون	آماره کای دو	درجه آزادی	احتمال
Cross-section F	۰/۰۰۰۰	۵	۰/۹۸۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳- آزمون هم انباشتگی[4] پانل دیتا

در برخی پژوهش‌ها ممکن است تعدادی از متغیرها ناپایا باشند. در این حالت معمولاً اضافه کردن روند، تفاضل‌گیری و ... توصیه گردیده که موجب کاهش اعتبار آزمون آماره‌های F و t شده یا اطلاعات بلندمدت متغیرها را از بین می‌برد. در این حالت می‌توان برای حل مشکلات یاد شده، از

1. Fixed Effect
2. F Leamer
3. Random Effect
4. Co-Integration Test

روش هم انباشتگی استفاده کرد. مفهوم اقتصادی هم انباشتگی آن است که وقتی دو یا چند متغیر (سری زمانی) بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک مدل تعادلی بلندمدت[1] را شکل دهند، هر چند ممکن است این متغیرها دارای روند تصادفی بوده باشند، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند (نوفرستی، ۱۳۹۵). در کوتاه مدت امکان دارد متغیرهای هم‌انباشته از رابطه بین خود انحراف پیدا کنند، ولی رابطه آن‌ها در بلندمدت به حالت تعادلی خود بر می‌گردد (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹).

آزمون هم انباشتگی پانل دیتا اولین بار توسط پدرونی[2] در سال ۱۹۹۵ به کار برده شد. در این آزمون، فرض صفر دلالت بر عدم وجود هم انباشتگی میان متغیرهای موجود در مدل دارد. در این روش، رگرسیون هم انباشتگی جداگانه‌ای برای هر مقطع (در این پژوهش: استان) برآورد شده است. برای آزمون پایایی جملات اخلال از ۷ آماره استفاده گردید. چهار مورد از این آزمون‌ها ضرایب اتورگرسیو را در بین استان‌های مختلف در طول آزمون ریشه واحد ترکیب می‌کنند. بنابراین پارامترهای اتورگرسیو مرتبه اول را محدود می‌کنند تا برای تمام مقاطع یکسان باشد. سه آماره دیگر بر اساس میانگین ضرایب اتورگرسیو می‌باشند که برای هر مقطع جداگانه تخمین زده می‌شود. بنابراین این آماره‌ها به ضرایب اتورگرسیو اجازه می‌دهد که از مقطعی به مقطع دیگر تغییر نماید که به عنوان آماره‌های هم انباشتگی گروهی- میانگین پانل شناخته می‌شوند. اولین آماره هم‌انباشتگی پانل یک آزمون نسبت واریانس ناپارامتریک است. دومین و سومین نوع آماره پانل به ترتیب Rho و فیلیپس پرون (PP) می‌باشد و چهارمین آماره ADF پانل است. به طور مشابه دو مورد اول از آماره‌های هم‌انباشتگی گروهی- میانگین پانل به ترتیب آماره‌های Rho و t فیلیپس پرون است. سومین آماره نیز آزمون ADF گروهی- میانگین است (سحابی و همکاران، ۱۳۹۰).

جدول ۴: نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل دیتا

آزمون	پانل		گروهی	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
V	-۲/۴۰۸۳۰۴	۰/۹۹۲۰	-	-
Rho	۲/۱۷۱۶۶۳	۰/۹۸۵۱	۴/۳۱۲۴۹۵	۱/۰۰۰۰
PP	-۱۳/۵۲۷۱	۰/۰۰۰۰	-۲۰/۱۲۸۶۸	۰/۰۰۰۰
ADF	-۱۰/۵۱۵۸	۰/۰۰۰۰	-۱۴/۱۹۹۱	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

[1]. A Long Run Equilibrium Relationship
[2]. Pedroni

مطابق جدول ۴، بر مبنای آزمون‌های v پانل و Rho پانل و گروهی، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو رد می‌شود و بر اساس آزمون‌های PP و ADF پانل و گروهی، همجمعی بین متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود. در کل، نتایج آزمون هم انباشتگی پانل نشان می‌دهد از مجموع هفت آماره مورد استفاده، چهار آماره یعنی اکثریت آن‌ها دلالت بر وجود هم انباشتگی در میان متغیرهای مدل برآوردی دارد.

۴-۴- آزمون متغیر حذف شده[1]

هرگاه در فرآیند مدل‌سازی، متغیر مستقلی که تاثیری معنادار بر متغیر وابسته دارد از مدل حذف شود، منجر به ناسازگاری و تورش‌دار شدن ضرایب برآوردی سایر متغیرهای مدل می‌شود. مگر اینکه متغیر یا متغیرهای حذف شده با متغیرهای موجود در مدل ناهمبسته باشند. در این صورت، ضرایب برآورد شده جزء ثابت اریب خواهد بود، همچنین خطاهای معیار به سمت بالا اریب بوده، بنابراین آزمون‌های فرضیه، استنباط‌های نامناسبی را به همراه خواهد داشت (بروکز، ۱۳۹۶). در پژوهش حاضر برای تشخیص درستی متغیرهای حذف شده از آزمون متغیر حذف شده، استفاده گردید. فرضیه‌های صفر و مقابل در آزمون به شکل زیر است (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹):

H_0: متغیرحذف شده، تاثیر معناداری روی متغیر وابسته ندارد.

H_1: متغیرحذف شده، تاثیر معناداری روی متغیر وابسته دارد.

در صورتی که احتمال آماره F برای آزمون متغیرهای حذف شده، کمتر یا مساوی ۵ درصد باشد، فرضیه H_0 رد می‌شود. نتایج آزمون در جدول ۵ نشان داده شده است.

نتایج آزمون نشان می‌دهد از ۱۲ متغیر مورد بررسی تنها متغیر لگاریتم ارزش افزوده بخش مسکن باید در مدل وارد شود. از آن‌جا که شاخص لگاریتم ارزش افزوده بخش مسکن با ورود به مدل، ضریب تعیین تعدیل شده مدل را به اندازه ۰/۰۰۰۹۴۸ بهبود می‌دهد، به علت ناچیز بودن، برای رعایت اصل صرفه‌جویی از این شاخص صرف نظر گردید.

[1]. Omitted Variables Test

جدول ۵: نتایج آزمون متغیر حذف شده

ردیف	متغیرهای حذف شده	آماره-t	آمار-F	احتمال
۱	**لگاریتم اشتغال بخش مسکن**	۱/۵۸۴۴۱۴	۲/۵۱۰۳۶۷	۰/۱۱۴۳
۲	**لگاریتم اشتغال بخش کشاورزی**	۱/۱,۴۶۹۴۱	۲/۱۵۹۱۶۷	۰/۱۴۲۹
۳	**لگاریتم اشتغال بخش صنعت**	۱/۰۱۳۲۳۸	۱/۰۲۶۶۵۱	۰/۳۱۱۸
٤	**لگاریتم اشتغال بخش خدمات**	۰/۷۹۱۰۹۵	۰/۶۲۵۸۳۱	۰/۴۲۹۶
۵	**لگاریتم حجم پول**	۱/۸۲۸۳۱۲	۳/۳۴۲۷۲۶	۰/۶۸۶
٦	**لگاریتم جمعیت**	۰/۵۵۵۴۱۶	۰/۳۰۸۴۸۷	۰/۵۷۹۱
۷	**لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی**	۰/۴۱۵۳۵۱	۰/۱۷۲۵۱۶	۰/۶۷۸۲
۸	**لگاریتم تولید ناخالص داخلی**	۰/323055	۰/۱۰۴۳۶۵	۰/۷۴۶۹
۹	**لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت**	۰/۳۹۶۹۹۷	۰/۱۵۷۶۰۷	۰/۶۹۱۷
۱۰	**لگاریتم ارزش افزوده بخش مسکن**	۲/۲۱۹۰۱۲	۴/۹۲۴۰۱۵	۰/۰۲۷۳
۱۱	**نرخ بهره موزون**	۰/۶۵۶۰۱۴	۰/۴۳۰۳۵۵	۰/۵۲۱۴
۱۲	**لگاریتم نقدینگی**	۰/۵۰۶۱۷۴	۰/۲۵۶۲۱۲	۰/۶۱۳۱
درجه آزادی		**۲۷۳**	**۱/۲۷۳**	

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۵- نتایج مدل

بنا بر آن‌چه که طرح شد، مدل اثرات تصادفی برای تخمین شدت و نوع رابطه لگاریتم متغیرهای ارزش افزوده بخش خدمات، جمعیت فعال، نرخ تورم هزینه کل خانوار و تسهیلات پرداختی بر سپرده سیستم بانکی مورد استفاده قرار گرفت که نتایج به دست آمده از برآورد مدل، در قالب جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۶: نتایج مدل برآورد شده

نام متغیر	ضریب همبستگی	آماره t	احتمال
عرض از مبدا	-۰/۰۱۸۴۰۶۷	-۰/۳۱۰۸۲۹	۰/۷۵۶۲
لگاریتم تسهیلات اعطایی	۰/۲۰۷۶۷۵	۴/۶۲۶۰۳۹	۰/۰۰۰۰
لگاریتم جمعیت فعال	-۰/۱۸۹۰۲۴	-۳/۰۱۱۷۰۹	۰/۰۰۲۸
لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات	۰/۸۳۸۰۵	۱۵/۷۹۹۴۲	۰/۰۰۰۰
نرخ تورم	-۰/۰۹۵۴۵۲	-۵/۲۳۴۹۴۸	۰/۰۰۰۰
لگاریتم هزینه کل خانوار	۰/۲۰۱۳۵۷	۲/۳۹۸۰۸	۰/۰۱۷۲
تعداد	۲۲۸		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۹۵۶۵۱		
آماره F	۱۲۲۸/۲۴۴		۰/۰۰۰۰
آماره دوربین واتسون	۲/۲۷		

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۶، مطابق نتایج به دست آمده ضریب تعیین تعدیل شده مدل در حدود ۰/۹۵ و آماره دوربین واتسون آن ۲/۲۷ می‌باشد که نشان می‌دهد برآورد انجام شده، رگرسیون کاذب[1] نیست. زیرا از مشخصه‌های معمول یک رگرسیون کاذب، داشتن ضریب تعیین بالا، نزدیک یک و آماره دوربین واتسون پایین، نزدیک به صفر است (نوفرستی، ۱۳۹۵). همچنین مطابق مدل برآورد شده، وجود عرض از مبدا در مدل رد می‌شود.

در این مدل، متغیرهای توضیحی حدود ۹۵ درصد از تغییرات (واریانس) در رفتارسپرده‌ای سیستم بانکی را شرح می‌دهد و آزمون نیکویی برازش با استفاده از آماره F نشان می‌دهد، مدل به خوبی برآورد شده است. همان‌گونه که مشاهده گردید، همه‌ی ضرایب مدل به استثنای عرض از مبدا معنادار هستند. همچنین مدل از فرم لگاریتمی تبعیت می‌کند. در این حالت ضرایب، کشش می‌باشند. ضریب لگاریتم تسهیلات اعطایی نشان می‌دهد، با افزایش یک درصد تسهیلات اعطایی به اندازه ۰/۲۰ درصد تمایل سپرده‌گذاری مردم نزد بانک‌ها افزایش می‌یابد. همچنین منفی بودن ضریب لگاریتم جمعیت فعال می‌تواند نشان‌دهنده افزایش شدید نرخ بیکاری و به تبع آن دسترسی کمتر این بخش از جمعیت به درآمدهای پولی و به دنباله آن کاهش سپرده‌گذاری باشد. همان‌گونه که انتظار می‌رفت نرخ تورم اثر منفی بر متغیر وابسته یعنی جذب سپرده سیستم بانکی دارد. کوچک بودن ضریب نرخ تورم می‌تواند ناشی از عرضه فزاینده پول در اقتصاد طی سال‌های مورد بررسی باشد. در

[1]. Spurious Regression

این مقاله هزینه کل خانوار به عنوان شاخص[1] درآمد کل خانوار در مدل وارد شد. ضریب لگاریتم هزینه کل خانوار نشان می‌دهد با افزایش یک درصد در هزینه خانوار بیش از ۰/۲ درصد حجم سپرده جذب شده افزایش می‌یابد. از میان متغیرهای توضیحی موجود در مدل، ضریب لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات بیشترین اثر را در توضیح رفتار متغیر وابسته دارد. مطابق جدول بالا، یک درصد افزایش در ارزش افزوده بخش خدمات ۰/۸۳ درصد حجم سپرده‌های بانکی را افزایش می‌دهد.

۴-۶- استفاده از مدل برای پیش بینی[2]

یکی از روش‌های بررسی کارآمدی مدل برآوردی، توانایی پیش‌بینی درست متغیر وابسته در دنیای واقعی به شکل تکرار پذیر است. مدل‌سازی بر اساس دادهای سال ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۰ صورت گرفت و پیش‌بینی تست مدل برای سال‌های ۱۳۹۴، ۱۳۹۳، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۱ انجام شد. نسبت عدد پیش‌بینی به متغیر وابسته واقعی در سال‌های ۱۳۹۴، ۱۳۹۳، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۱ به ترتیب با ۹۴,۳۵ ٪، ۹۴,۵۲٪، ۹۴,۶۰ ٪ و ۹۴,۶۴ ٪ بود که نشان می‌دهد خطای پیش‌بینی مدل کمتر از ۶ درصد می‌باشد.

۵- جمع‌بندی و پیشنهادات

بانک‌ها در کشورهای در حال توسعه نظیر ایران نقش بسیار مهمی در تامین منابع مالی مورد نیاز پروژه‌ها و طرح‌های سرمایه‌گذاری ایفا می‌نمایند که بخش بزرگی از این منابع از محل سپرده‌های مردم نزد بانک‌ها تامین می‌شود. بنابراین در پژوهش حاضر به دلیل نقش تعیین‌کننده سپرده‌های مردمی در تامین مالی تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بررسی عوامل محیطی موثر بر جذب سپرده بانکی پرداخته شد. برای شناسایی و گزینش یک مدل کارا، ابتدا یک مدل جمعی[3] و یک مدل پانل اثرات ثابت به ترتیب تخمین زده شد. سپس با انجام آزمون F لیمر مشخص گردید رهیافت پانل بر رهیافت جمعی اولویت دارد. در ادامه برای انتخاب یکی از دو مدل اثرات ثابت یا تصادفی، پس از برآورد مدل اثرات تصادفی، آزمون هاسمن انجام و بر مبنای نتایج آن مدل اثرات تصادفی به عنوان مدل نهایی پذیرفته شد. در ادامه آزمون‌های پایایی و هم انباشتگی بر روی متغیرهای مدل نهایی انجام شد، نتایج آن نشان داد متغیرهای موجود در مدل به شکل گروهی و هریک به تنهایی،

[1]. Proxy
[2]. Forecast
[3]. Pool

هم انباشته و پایا هستند. علاوه بر آزمون‌های پیش‌گفته، ضریب تعیین تعدیل شده بالا و مقدار مناسب آماره دوربین واتسون مدل نهایی بیانگر این است که با رگرسیون کاذب مواجه نبودیم. همچنین با انجام آزمون حذف شده مشخص گردید، مدل با تعداد درستی از متغیرها برآورد شده است. در ضمن برای تعیین توانایی مدل در پیش‌بینی، با کاهش دوره زمانی داده‌ها، سه مدل مختلف تخمین زده شد که مقایسه نتایج (متغیر وابسته برآورد شده) با مقادیر متغیر وابسته، نشان داد میانگین انحراف در پیش‌بینی مدل برای استان‌های مختلف کمتر از ۱۰ درصد است.

۱. نتایج این پژوهش نشان داد از میان ۱۶ متغیر مورد بررسی، متغیرهای تسهیلات اعطایی، جمعیت فعال، نرخ تورم، هزینه کل خانوار و ارزش افزوده خدمات می‌توانند حدود ۹۵ درصد تغییرات متغیر وابسته یعنی سپرده نظام بانکی را شرح دهند. در ادامه اثر هر یک از متغیرهای مورد بررسی بر جذب سپرده‌های نظام بانکی تحلیل می‌شود.

۲. در پی این پژوهش روشن گردید متغیرهای مستقل شامل؛ ارزش افزوده به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی (کشاورزی، صنعت و معدن و ساختمان)، تعداد شاغلین به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی (کشاورزی، صنعت و معدن، خدمات، ساختمان)، جمعیت، تولید ناخالص داخلی به تفکیک استانی، نقدینگی، حجم پول، نرخ بهره موزون پرداختی به سپرده‌های سرمایه‌گذاری به شکل مستقیم اثر معناداری بر جذب سپرده بانکی ندارند.

۳. نتایج پژوهش نشان داد که عرض از مبدا در مدل برآورد شده معنادار نیست و مدل نهایی فاقد عرض از مبدا می‌باشد.

۴. از میان متغیرهای مورد بررسی در مدل نهایی، ارزش افزوده بخش خدمات بیشترین اثر را بر جذب سپرده نظام بانکی دارد. ارزش افزوده از منظر اقتصادی همسان با سود و منفعت در نظر گرفته می‌شود. این امر به آن معناست که با افزایش ارزش افزوده بخش خدمات، فعالان اقتصادی در این بخش از درآمد بالاتر برخوردار خواهند بود، به دنبال آن توان پس‌انداز و سپرده‌گذاری فعالان این بخش در سیستم بانکی افزایش می‌یابد. برآورد انجام‌شده نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی در ارزش افزوده بخش خدمات بیش از هشتاد و سه صدم درصد حجم سپرده جذب شده در سیستم بانکی افزایش می‌یابد.

۵. تسهیلات اعطایی یکی از متغیرهایی است که اثر مثبت و معناداری بر جذب سپرده سیستم بانکی دارد. به طور معمول در بانکداری رایج یکی از انتظارات اصلی سپرده‌گذاران دریافت

تسهیلات می‌باشد و مدیران شعب از اعطای تسهیلات به عنوان ابزاری برای جذب سپرده‌های جدید و حفظ سپرده‌های موجود استفاده می‌نمایند. همچنین ضریب لگاریتم تسهیلات اعطایی در مدل برآورد شده نشان می‌دهد، افزایش یک درصدی در اعطای تسهیلات بیش از دو دهم درصد حجم سپرده بانکی را افزایش می‌دهد.

۶. در پژوهش حاضر به دلیل فقدان آمار مربوط به درآمد خانوار به تفکیک استانی، هزینه کل خانوار در استان‌ها به عنوان متغیر جانشین با ویژگی متغیر اصلی، در مدل وارد شد. از آن‌جا که افزایش هزینه خانوار ناشی از دستیابی خانوار به منابع مالی بیشتر- درآمد بیشتر و فروش دارایی و ...- است افزایش منابع مالی در دسترس خانوار به معنای پس‌انداز بیشتر است. نتایج برآورد مدل نهایی نشان می‌دهد، با افزایش یک درصدی هزینه کل خانوار بیش از دو دهم درصد حجم سپرده بانکی افزایش می‌یابد.

۷. جمعیت فعال از عوامل موثر بر حجم سپرده بانکی می‌باشد که رابطه منفی با حجم سپرده بانکی دارد. افزایش جمعیت فعال اگر همراه با افزایش اشتغال و رونق اقتصادی نباشد، درآمد سرانه شهروندان کاهش یافته و پیرو آن با افزایش سهم مصرف از درآمد، سهم پس‌انداز از درآمد خانوار کاهش یافته و در نتیجه‌ی آن سپرده‌گذاری در سیستم بانکی کاهش می‌یابد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، با افزایش یک درصدی جمعیت فعال، نزدیک به نوزده صدم درصد از حجم سپرده‌های بانکی کاسته می‌شود.

۸. در این پژوهش از میان متغیرهای مستقل موثر بر حجم سپرده سیستم بانکی، نرخ تورم، کمترین اثر را بر متغیر وابسته دارد. با افزایش نرخ تورم، هزینه نگهداری پول در بانک برای سپرده‌گذار افزایش می‌یابد و از آن‌جا که نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری نیز به شکل اسمی تعیین می‌شود، بنابراین با افزایش نرخ تورم، از حجم سپرده بانکی به میزان اندکی کاسته می‌شود.

در ادامه می‌توان به این نکته اشاره نمود از آن‌جا که شاخص‌های اقتصادی مرتبط با هم عمل می‌کنند، بهبود شرایط اقتصادی به معنای اشتغال بیشتر، افزایش درآمد سرانه، مصرف و پس‌انداز بیشینه است. و افزایش پس‌انداز به معنای سپرده‌گذاری بیشتر، افزایش اعطای تسهیلات، افزایش سرمایه‌گذاری و در نهایت بهبود شرایط اقتصادی است.

پیشنهادات بر مبنای یافته‌های پژوهش

- ✓ دولت با حمایت از رونق اقتصادی و ایجاد اشتغال می‌تواند به افزایش سپرده‌های بانکی کمک کند.
- ✓ بانک‌ها با اعطای تسهیلات به هنگام و به جا به فعالان اقتصادی می‌توانند ضمن جذب سپرده‌های بیشتر به بهبود وضعیت اقتصادی کشور کمک کنند.
- ✓ مدیران بانکی از مدل ارائه شده برای پیش‌بینی اندازه جذب سپرده در سطح استان‌ها با توجه به برنامه‌ریزی‌های لازم در خصوص جذب سپرده و مدیریت آن، استفاده نمایند.

منابع و مآخذ:

۱. اشرف‌زاده، حمیدرضا. و مهرگان، نادر (۱۳۸۹). *اقتصادسنجی پانل دیتا*، موسسه تحقیقات تعاون دانشگاه تهران.

۲. ارباب، حمیدرضا (۱۳۸۸). *راهنمای شاخص‌های اقتصادی*، موسسه علمی فرهنگی نص.

۳. افلاطونی، عباس. و نیکبخت، لیلی (۱۳۸۹). *کاربرد اقتصادسنجی در حسابداری*، *مدیریت مالی و علوم اقتصادی*، تهران، انتشارات ترمه.

۴. امینی، صفیار. محمدی، سمیه. و فخرحسینی سید فخرالدین (۱۳۸۹). "بررسی عوامل مؤثر بر جذب سپرده‌های بانکی، بانک‌های منتخب با تأکید بر بانک صادرات ایران". فصلنامه اقتصاد مالی **۲**(۶): ۹۳-۱۰۳.

۵. بروکز، ک. (۱۳۹۶). *مقدمه‌ای بر اقتصادسنجی مالی*. احمد بدری و عبدالمجید عبدالباقی؛ انتشارات نص.

۶. دفتر آمار و اطلاعات معاونت برنامه‌ریزی استانداری تهران، سالنامه آماری استان تهران، مرکز آمار ایران.

۷. خضرا، نادیا (۱۳۸۵). "بررسی عوامل موثر بر تجهیز منابع مالی کشور". روزنامه رسمی (۳۵۱): ۶.

۸. سحابی، بهرام. صادقی، حسین. و شوره کندی، علی اکبر (۱۳۹۰). "تأثیر نرخ ارز بر صادرات غیر نفتی ایران به کشورهای منتخب خاورمیانه (ترکیه، امارات، عربستان، کویت، پاکستان)". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) **۱۱**(۱): ۱۰۰-۸۱.

۹. سلیانی، مهدی (۱۳۸۳). *بررسی و آزمون تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران*، پژوهشکده پولی و بانکی.

۱۰. شاکری، عباس (۱۳۹۴). *اقتصاد کلان نظریه‌ها و سیاست‌ها*، تهران، پارس نویسا، چاپ سوم، جلد دوم.

۱۱. عرفانی، علیرضا. و همتی، مرضیه (۱۳۹۳). "رتبه‌بندی عوامل موثر منابع بانکی استان سمنان به روش تاپسیس". دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی **۲۱**(۸): ۸۴-۶۲.

۱۲. قلی‌زاده، محمد حسن. و شعبانی کاکرود، حامد (۱۳۸۷). "بررسی عوامل موثر بر تجهیز منابع و جذب سپرده‌ها در بانک‌های دولتی". بانک و اقتصاد (۹۳): ۴۱-۳۸.

۱۳. کاشانی‌پور، محمد. و نقی‌نژاد، بیژن (۱۳۸۸). "بررسی اثر محدودیت‌های مالی بر حساسیت جریان نقدی وجه نقد". تحقیقات حسابداری (۲): ۹۳-۷۲.

۱۴. محمدی، سمیه (۱۳۸۷). *بررسی عوامل موثر بر جذب سپرده بانکی (مطالعه بانک صادرات طی دوره ۶۸-۱۳۸۶)*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).

۱۵. مروتی شریف آبادی، علی. و همکاران (۱۳۹۲). "شناسایی و رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر جذب سپرده‌ی مشتریان در بانک با استفاده از روش VIKOR فازی. مورد مطالعه: بانک صادرات استان یزد". فصلنامه بهبود مدیریت **۷**(۲۰): ۱۶۳-۱۴۳.

۱۶. منصف، عبدالعلی. و منصوری، نسرین (۱۳۸۹). "بررسی عوامل موثر بر حجم سپرده‌های بانکی". دانش و توسعه **۱۷**(۳۴): ۹۰-۶۹.

۱۷. نعامی، عبداله. و مطهری، علی اکبر (۱۳۹۳). "تاکید بر رابطه بازایابی داخلی و منابع سپردهای بانک به منظور تأمین منابع مالی مولد و فعال‌سازی سرمایه‌های انسانی در راستای سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی". فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان **۲**(۷): ۸۷-۶۵.

۱۸. نیلچی، مسلم. و همکاران (۱۳۹۶). "ارائه مدل تحلیل پوششی داده‌های چند بخشی جدید برای ارزیابی کارایی شعب بانک‌ها". فصلنامه مطالعات مدیریت صنعتی **۱۵**(۴۶): ۹۶-۷۳.

۱۹. نوفرستی، محمد (۱۳۹۵). *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*، تهران، موسسه خدمات فرهنگی رسا.

20. Abhiman, Das & Subhash, Cray & Ashok, Nag (2009) ."Labor-Use Efficiency in Indian Banking: A Branch – Level Analysis". Journal of Omerga **37**: 411-425.
21. Cornett, M. M. Guo, L. Khaksari, S. & Tehranian, H. (2005). The Impact of Performance Differences in Prhvately- Ownedversus Satate- Owned Banks: An International Comparison. Journal of Financial Intermediation **19**(1): 74-94.
22. Haron, Sudin & Wan Azmi, Wan Nursofiza (2008). "Determinants of Islamic & Conventional Deposit's in the Malaysian Banking System". Journal of Managerial Finance **34**: 618-643.
23. Pasiouras, F. & Kosmidou, K. (2007). "Factors Influencing the Profitability of Domestic and Foreign Commercial Banks in the European Union". Research in International Business and Finance **21**(2): 222-237.
24. Turhani. A, and Hoda, H. (2016). "The Determinative Factors of Deposits Behavior in Banking System in Albani". Academic Journal of Interdisciplinary Studies **5**(2): 246-256.
25. Urembia, S. O. (2018). "The Impact of Mcroeconomic and Demographic factor on Saving Mobilisation in Nigeria". African Review of Money Financeand Banking.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

ناسازگاری زمانی سیاست پولی و اثرگذاری آن بر نوسانات نرخ ارز در ایران

منصور خلیلی عراقی [۱]
محسن رحیم زاده نامور [۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۳/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۰۵

چکیده

مفهوم ناسازگاری زمانی اشاره به تفاوت بین بهینه بودن بر اساس گذشته و بر اساس آینده دارد. هدف مقاله حاضر بررسی ناسازگاری زمانی سیاست پولی در مورد نرخ ارز در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۸ است. در این مطالعه با تفکیک دوره زمانی تحقیق به سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۶۸، ۱۳۸۱-۱۳۷۳، ۱۳۹۲-۱۳۸۱ و ۱۳۹۶-۱۳۹۲ اثرات ناسازگاری زمانی در سیاست پولی کشور و انحرافات در نرخ ارز بررسی شده است. به منظور برآورد پارامترهای مدل از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. در این مطالعه با تفکیک قاعده سیاست‌گذاری برای نرخ ارز و عوامل موثر بر آن مشخص گردید که تورش تورمی در دوره اول و دوم این مطالعه نسبت به دوره‌های سوم و چهارم کمتر بوده است. همچنین انحرافات در نرخ ارز به دلیل بی‌ثباتی در سیاست پولی و بی‌ثباتی در انتظارات تورمی افراد منجر به افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز شده است.

واژگان کلیدی: نرخ ارز، نرخ تورم، ناسازگاری زمانی، سیاست تعهد، صلاحدید، روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM).

Keywords: Exchange Rate, Inflation Rate, Time Inconsistency, Commitment, Discretion, Generalized Method of Moments (GMM)
JEL Classification: F31, P24, E58, C61, C13.

[۱]. هیأت علمی دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) khalili@ut.ac.ir
[۲]. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران mrnamvr@gmail.com

۱- مقدمه

اهمیت ناسازگاری زمانی در سیاست‌گذاری پولی و سیاست‌های ارزی از این حقیقت سرچشمه می‌گیرد که با وجود مسأله ناسازگاری زمانی، ضمن غافلگیری عاملین اقتصادی، زمینه تشدید نااطمینانی را فراهم نماید. بنابراین تبیین دقیق مسأله ناسازگاری زمانی می‌تواند سیاست‌گذاران را برای دست‌یابی به اهدافشان یاری رساند. یکی از دلایل بروز ناسازگاری زمانی، انتخاب نظام ارزی بهینه است. ژو[۱] (۱۹۹۷) با بررسی نظام‌های ارزی مختلف به این نکته دست یافت که اگرچه نوسانات قیمت و تولید در دو نظام ارزی شناور[۲] و هدف‌گذاری بازه‌ای[۳] یکسان است، اما به واسطه نوسانات کمتر نرخ ارز در نظام ارز هدف‌گذاری بازه‌ای[۴]، این نظام ارزی جذابیت بیشتری برای سیاست‌گذاران دارد. نظام ارزی هدف‌گذاری بازه‌ای قادر است ضمن کنترل نوسانات نرخ ارز، قدرت انعطاف‌پذیری سیاست‌گذاران را افزایش دهد. این نظام ارزی ناسازگاری زمانی سیاستی کمتری را در مقایسه با سایر نظام‌های ارزی حاصل می‌نماید. از طرفی دیویس[۵] (۲۰۱۵) نشان داد که نظام ارز ثابت می‌تواند ضمن ایجاد یک لنگر اسمی برای سیاست پولی، موجب قاعده‌مندی در سیاست‌گذاری گردیده و از این طریق ناسازگاری زمانی را کاهش دهد. بین اقتصاددانان در رابطه با این که کدام‌یک از نظام‌های ارزی ناسازگاری زمانی کمتری را ایجاد می‌نماید، اتفاق نظر وجود ندارد.

در انتخاب نظام ارزی، مؤلفه‌های اقتصاد سیاسی نیز مد نظر قرار گرفت. بر اساس ادبیات سازگاری زمانی، سیاست‌گذاران جهت کسب اعتبار، باید قاعده سیاستی را اتخاذ نمایند که به لحاظ زمانی سازگار است. نکته مهم آن است که کدام نوع نظام ارز سبب خواهد گردید تا سیاست‌ها در جهت سازگاری زمانی هدایت شوند. در نظام ارزی ثابت، ثابت نگه داشتن پول یک کشور در برابر پول خارجی سبب تثبیت پول یک کشور شده و زمینه را برای افزایش اعتبار سیاست‌گذاران فراهم می‌نماید؛ این در حالی است که نظام ارز شناور زمینه را برای دفع اثرات شوک‌های خارجی از

---

1. Zhu (1997)
2. Floating Exchange Rate Regime
۳. در این نظام ارزی، نرخ ارز دارای یک نرخ مرکزی و یک بازه از پیش تعیین شده است. در هدف‌گذاری بازه‌ای، دامنه نوسان بزرگ‌تر از نظام میخکوب قابل تعدیل است و نرخ مرکزی بسته به شرایط می‌تواند میخکوب، قابل تعدیل و یا خزنده باشد. در هدف‌گذاری بازه‌ای، نرخ ارز داخل بازه معمولا حالت شناور دارد، در حالی که در نزدیکی مرز بازه به دلیل تعهد مقام ارزی به حفظ ارز در بازه تعیین شده، با دخالت ارزی، نرخ ارز کنترل می‌شود.
4. Target Zone Exchange Rate Regime
5. Davis (2015)

اقتصاد، فراهم می‌نماید. علاوه بر این، به کارگیری نظام ارز ثابت موجب می‌شود نااطمینانی بخش‌های حقیقی اقتصاد کاهش یابد و این مسئله می‌تواند بهبود تجارت بین‌المللی و سرمایه‌گذاری داخلی را در پی داشته باشد. حال آن‌که استفاده از نظام ارز شناور منجر به استقلال سیاست پولی در مواجهه با شوک‌ها شده و به عنوان ابزاری در جهت ایجاد ثبات در اقتصاد، در زمان‌های وجود ادوار تجاری تلقی گردد (وانگ، ۲۰۱۰).

با توجه به نکات ذکر شده، نوع نظام ارزی منتخب نیز می‌تواند به عنوان یکی دیگر از مصادیق بروز مسأله ناسازگاری زمانی سیاستی، تلقی گردد. برخی مطالعات تجربی و نظری بر نقش نظام نرخ ارز ثابت در بهبود اعتبار سیاست‌گذاران و کنترل ناسازگاری زمانی تاکید دارند (دالاس، ۱۹۸۵؛ دیویس، ۲۰۱۵)؛ با این حال مطالعاتی نیز وجود دارد که نقش نظام ارز محدوده هدف را در این رابطه حائز اهمیت می‌داند (ژو، ۱۹۹۷).

مهمترین اهداف دولت‌مردان در اقتصادهای مختلف ثبات در فعالیت‌های مختلف اقتصادی و قیمت‌های نسبی و یا رشد و پیشرفت اقتصادی می‌باشد. ثبات برخی قیمت‌ها منجر به ناسازگاری زمانی و سیاست‌گذاری انفعالی در قیمت‌گذاری ارز و سایر قیمت‌های کلیدی می‌شود؛ در واقع طی سال‌های مختلف، دولت به جای دستیابی به ثبات از طریق فراهم کردن بسترهای لازم برای پیشرفت اقتصادی، به دنبال دستیابی به پیشرفت اقتصادی تنها از طریق ثبات اجتماعی است که به این شکل فقط با تکیه بر ابزار کنترل قیمت و عدم توجه به نسل‌های آتی به دنبال سیاست‌گذاری بوده است. نرخ ارز در اقتصاد ایران و سیاست‌گذاری در زمینه ارز بیشتر به صورت انفعالی صورت گرفته که این امر مساله ناسازگاری زمانی را شدت بخشیده است.

مساله اصلی مقاله حاضر آزمون ناسازگاری زمانی در ایران در نرخ واقعی ارز است و در گام بعد به مقایسه ناسازگاری زمانی در دو نظام ارز هدف‌گذاری بازه‌ای و شناور مدیریت شده پرداخته می‌شود. این موضوع برای اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۸ مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. روش GMM شکل گسترش یافته‌ای از روش گشتاورها است که در آن تعداد شرط‌های متعامد بودن بیشتر از تعداد پارامترها است. وجود شرط‌های اضافه بر تعداد پارامترها سبب افزایش کارآیی تخمین‌زن‌ها می‌شود.

ساختار این مقاله از پنج بخش تشکیل شده است. بخش دوم اختصاص به مبانی نظری تحقیق در زمینه سیاست‌گذاری ارزی و ناسازگاری زمانی دارد. بخش سوم به مطالعات انجام شده در زمینه

ناسازگاری زمانی پرداخته است، و در بخش چهارم مقاله مدل تجربی بیان شده است و در انتها نتایج به دست آمده مورد ارزیابی قرار گرفته است.

۲- ادبیات نظری تحقیق

طبق نظریه کنترل بهینه[1] و با معین بودن ترجیحات تصمیم‌گیرندگان، اقتصاددانان باید در جستجوی تشخیص سیاست بهینه به منظور رسیدن به بهترین نتیجه باشند. اما کلاسیک‌های جدید بر این اعتقادند که «اگر انتظارات عقلایی باشد، هیچ راهی که بتواند نظریه کنترل بهینه را برای برنامه‌ریزی اقتصادی قابل کاربرد نماید، وجود ندارد». در واقع، نظریه کنترل بهینه یک ابزار برنامه‌ریزی مناسب برای موقعیت‌هایی است که در آن پیامدهای جاری و تغییر وضعیت سیستم تنها به تصمیمات سیاستی گذشته و جاری و به وضعیت موجود بستگی دارد. این حالت برای سیستم‌های اقتصادی پویا بعید است. تصمیمات جاری عاملان اقتصادی تا اندازه‌ای به انتظاراتشان از اعمال سیاستی آینده بستگی دارد. تنها اگر این انتظارات نسبت به طرح سیاستی منتخب آینده تغییرناپذیر باشند، نظریه کنترل بهینه مناسب خواهد بود. تغییرات در تابع هدف اجتماعی، مثلاً یک تغییر در مدیریت، یک اثر فوری روی انتظارات عاملان درباره سیاست‌های آینده دارد و بر تصمیمات جاریشان اثر می‌گذارد. این موضوع با فرض نظریه کنترل بهینه ناسازگار است. البته این بدین معنی نیست که عاملان می‌توانند سیاست‌های آینده را کاملاً پیش‌بینی کنند، بلکه آن‌ها کم و بیش درباره این‌که چگونه تصمیمات سیاست‌گذاران در اثر تغییرات شرایط اقتصادی تغییر خواهد کرد، آگاهی دارند. بنابراین در سیستم‌های اقتصادی پویا، سیاست صلاحدیدی[2] یعنی انتخاب بهترین تصمیم با معین بودن وضعیت موجود، منجر به حداکثر شدن تابع هدف اجتماعی نمی‌شود. در واقع «برنامه‌ریزی اقتصادی، یک بازی در مقابل طبیعت نیست، بلکه یک بازی در مقابل کارگزاران اقتصادی عقلایی است»[3].

هنگامی که عاملان اقتصادی آینده‌نگر باشند، مسأله سیاست اقتصادی به شکل یک بازی پویا میان مقامات پولی و عاملان خصوصی مطرح می‌شود. تصور می‌کنیم که مقامات پولی آن‌چه را که به عنوان سیاست بهینه در نظر می‌گیرند، فرمول‌بندی نموده و سپس آن را به عاملان اقتصادی اعلام می‌نمایند. اگر این سیاست توسط عاملان اقتصادی باور شود، آن‌گاه ممکن است تداوم آن برای دوره‌های بعدی مطلوب نباشد، زیرا در موقعیت جدید، مقامات دولتی انگیزه برای گول زدن و

[1]. Optimal Control Theory
[2]. Discretionary Policy
[3]. Kydland & Prescott (1977)

خروج از سیاست بهینه اعلام شده قبلی را دارند. این تفاوت میان بهینه بودن مبتنی بر گذشته و بهینه بودن مبتنی بر آینده تحت عنوان ناسازگاری زمانی[1] شناخته می‌شود.

هدایت قاعده‌مند سیاست‌های پولی، با تأکید بر حفظ استقلال بانک مرکزی در استفاده از ابزارهای پولی، عامل مهمی در تحولات نظام بانک‌داری مرکزی در جهت تجدید ساختار سیاست‌گذاری پولی می‌باشد. در ادبیات اقتصادی، یکی از دلایل اصلی روی آوردن مقامات پولی به استقلال بانک مرکزی، پایین آوردن نرخ تورم است. برخی مطالعات نشان داده‌اند که، اگر سیاست پولی به بانک مرکزی مستقل واگذار شود، تورش تورمی سیاست پولی کاهش می‌یابد. بانک مرکزی از طریق انقباض یا انبساط پایه پولی و به شیوه‌های گوناگون بر نرخ‌های بهره اثر می‌گذارد. یکی از مهمترین مسیرهایی که بانک مرکزی می‌تواند بر پایه پولی اثرگذارد عملیات بازار باز یا خرید و فروش اوراق قرضه دسته دوم دولت است. اگر بانک مرکزی بخواهد نرخ بهره را کاهش دهد اقدام به خرید اوراق قرضه دولتی می‌نماید که منجر به افزایش نقدینگی خواهد شد. راه دیگر هم کاهش نرخ‌های تنزیل است. در مجموع اگر این نرخ به حد کافی پایین است آنگاه بانک‌های تجاری می‌توانند راحت‌تر از بانک مرکزی استقراض کنند تا با کمک نقدینگی بیشتر، اعتبارات بیشتری را در اختیار اقتصاد قرار دهند. کاهش نرخ ذخایر اضافی تاثیر مشابه دیگر نیز دارد و آن آزاد شدن مقداری از وجوه بانک‌ها است تا صرف افزایش وام‌ها و یا خرید دارایی‌های سودآور شود. بانک مرکزی در صورت شناور بودن نرخ ارز می‌تواند سیاست پولی مستقل اعمال نماید. چنان‌چه نرخ ارز ثابت یا به طریقی مدیریت شده است، آن‌گاه بانک مرکزی می‌بایست اقدام به خرید و فروش ارزهای خارجی نماید. این مبادلات ارزی بر روی پایه پولی به مانند عملیات بازار باز تاثیر خواهد گذاشت. بانک‌های مرکزی در وضعیت‌های مختلف اقتصادی رویکردهای هدف‌گذاری مختلفی اختیار می‌کنند که مهمترین این هدف‌گذاری‌ها و رویکردها عبارتند از (صادق‌زاده، ۱۳۹۴):

- هدف‌گذاری نرخ تورم
- رویکرد پولی با هدف کنترل تورم
- رویکرد ثبات نرخ ارز
- هدف‌گذاری مختلط (نرخ تورم و بیکاری)

در رویکرد ثبات نرخ ارز، نرخ ارز ثابت نوعی سیستم نرخ ارز است که بر اساس آن ارزش یک واحد پولی با ارزش یک واحد پولی دیگر (ارز مرجع) یا سبدی از دیگر واحدهای پولی و یا حتی

[1]. Time Inconsistency

طلا، مرتبط می‌گردد. در اغلب موارد، تثبیت در مقابل یک ارز دیگر به کار می‌رود که باعث می‌شود تجارت و سرمایه‌گذاری میان دو کشور ساده‌تر و قابل پیش‌بینی‌تر شود. این رویکرد برای اقتصادهای کوچکی که تجارت خارجی سهم زیادی در GDP آن‌ها دارد می‌تواند بسیار مفید باشد. اما از این سیستم برای کنترل تورم نیز استفاده می‌شود. در سیستم ارز ثابت، نهادهای پولی مسئول نرخ ارز خود را به تبعیت از یک پول خارجی تغییر می‌دهند تا هرگونه نوسان در نرخ ارز داخلی صرفا تابع ارز یا ارزهای خارجی باشد. نوع دیگری از این رویکرد موسوم به دلاری شدن است که بر مبنای آن یک واحد پولی خارجی (معمولا دلار) به عنوان پول رایج یک کشور و به تنهایی یا در کنار پول داخلی مورد استفاده قرار می‌گیرد. این اتفاق هنگامی رخ می‌دهد که مردم یک کشور اعتماد خود را به پول داخلی از دست بدهند و یا این‌که توسط دولت و به منظور کنترل تورم‌های شدید اعمال گردد (کلمپ و دی هان، ۲۰۰۸)[1].

سیاست پولی بهینه، قاعده و صلاحدید در نظام ارزی مختلف

مساله سیاست پولی بهینه به صورتی است که نتایج رفتار بانک مرکزی نه تنها به ابزار سیاست پولی تا زمان حال بستگی دارد، بلکه بستگی به انتظارات بخش خصوصی در مورد سیاست‌های آتی نیز دارد. این در حالی است که مدل‌های برنامه‌ریزی پویا فقط برای کنترل بهینه سیستمی صحیح می‌باشد که به طور مکانیکی در واکنش به رفتار حال کنترل‌کننده در حال تغییر است. به منظور دستیابی به سیاست پولی بهینه ابتدا به معرفی تابع زیان اجتماعی بهینه و مقایسه آن با شرایط ثبات نرخ ارز، تورم و تولید پایین در دوره صفر پرداخته می‌شود. تابع زیان اجتماعی مقام پولی به صورت تابعی از شکاف تولید، تورم و نرخ ارز در نظر گرفته شده است. در رابطه (۱)، δ نشان‌دهنده عامل تنزیل اجتماعی است (معکوس یک به اضافه نرخ تنزیل). پارامتر k گریز نسبی تورم (π_t) از مقدار بهینه آن که صفر فرض شده است. مقدار سطح تولید حقیقی نیز به وسیله y_t نشان داده شده است، S بیانگر انحراف نرخ ارز از مقادیر تعادلی خود است. اگر $k = 1$ باشد در این صورت مقام سیاست‌گذاری مقدار s_t^* و y^* را هدف قرار می‌دهد و در صورتی که $k > 1$ باشد مقدار تورش تورمی در صورت سیاست‌های عدم بهینه افزایش می‌یابد. مدل استفاده شده به صورت زیر است[2]:

$$L_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \left[k\pi_t^2 + (y_t - k_1 y^*)^2 + k_2 s_t^*\right] \qquad (۱)$$

[1]. Klomp and De Haan (2008)
[2]. Mash (2000)

زمانی که سیاست‌گذاری بر اساس قدرت صلاحدیدی صورت گیرد، این اجازه به بانک مرکزی داده می‌شود تا مقادیر δ و k از حالت قاعده‌مندی سیاست‌گذاری δ_b و k_b مقداری منحرف شده و تفاوت داشته باشند که با این وجود و با سیاست‌های صلاحدید مقداری جریمه برای تخطی از قاعده در مورد تعیین نرخ تورم برای بانک مرکزی لحاظ می‌شود. اگر این مدل یک جریمه تورمی برای مقام پولی به صورت ($\varphi\pi_t$) قائل شود در این صورت می‌توان تابع زیان اجتماعی را به صورت زیر بازنویسی کرد[1]:

$$L_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \left[k\pi_t^2 + (y_t - k_1 y^*)^2 + k_2 s_t^* + \varphi\pi_t\right] \quad (۲)$$

پس از معرفی تابع زیان اجتماعی از رابطه معادله فیلیپس کوتاه‌مدت استفاده خواهد شد، تا بتوان رابطه موجود بین تورم انتظاری و سطح تولید را با تحمیل قیدی به مقام پولی در مقدار بهینه خود نگه داشت. با استفاده از شرایط مرتبه اول از معادله (۲) می‌توان به استخراج منحنی فیلیپس پرداخت.

در ادامه تابع سیاست‌گذاری بانک مرکزی برای تعیین نرخ بهره تعادلی با توجه به شکاف نرخ ارز از مقدار تعادلی به صورت زیر است:

$$i_t = \bar{\imath} + \phi_\pi \left(\frac{\pi_{t+1}}{\pi_t} - 1\right) + \phi_y (Y_t - \bar{Y}) + \phi_s \left(\frac{s_{t+1}}{s_t} - 1\right) \quad (۳)$$

معیارهای متفاوتی برای ارزیابی عملکرد سیاست پولی ارائه شده است. با توجه به این‌که نوسانات شکاف تولید با تورم و نرخ ارز در برخی موارد در جهت عکس یکدیگر حرکت می‌کنند، مقام پولی مجموع وزنی نوسانات این سه متغیر را حداقل می‌کند که این وزن به صورت برون‌زا تعیین می‌شود.

با استفاده از مدل (۱) و (۲)، بر طبق منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید و با توجه به این‌که واکنش مقام پولی به نوسانات نرخ ارز در این نوع توابع به شکل غیر مستقیم و در قالب واکنش به نوسانات تولید و تورم است، می‌توان نشان داد که سیاست تورم صفر، یک تعادل ناسازگار زمانی است در حالی که تعادل سازگار زمانی مستلزم تورمی مثبت و بیش از حد بهینه و نرخ بیکاری صفر است. از آن‌جا که مقدار پارامتر k کمتر از یک است، مقدار بیکاری هدف همواره کمتر از نرخ طبیعی رایج

[1]. Escude (2015)

است. مقدار پارامتر β بیانگر درجه تورم‌گریزی مقام پولی است. پاسخ مساله حداکثرسازی فوق احتیاج به این دارد که تورم به صورت زیر تعیین شود:

$$\pi_t = \frac{\lambda}{\beta}(1-k)E_{t-1}u_t^n \qquad (۴)$$

به طوری که در معادله فوق $E_{t-1}u_t^n = \alpha\bar{u}^n + (1-\alpha)u_{t-1}^n$. علاوه بر این به دلیل این‌که کارگزاران خصوصی عقلائی مساله مورد نظر سیاست‌گذار پولی را می‌دانند بطور صحیحی به انتخاب نرخ تورم می‌پردازند پس در این صورت $\pi_t = \pi_t^e$ است. با بهینه‌یابی از معادله منحنی فیلیپس با توجه به تابع رفاه اجتماعی می‌توان تحت شرایط قاعده میزان نرخ تورم بهینه و نرخ ارز را به صورت زیر نوشت:

$$\pi_t^R = \frac{\gamma y^*(k_1-1)(1-\delta)\lambda(\lambda^2+\alpha^R)}{\alpha^R[\lambda^2(1-\delta)+\alpha^R]} = \frac{y^*(k-1)(1-\delta)\lambda}{\gamma k} \qquad (۵)$$

$$s_t^R = \frac{\gamma y^*(k_1-1)(1-\delta)\lambda(\lambda^2+\alpha^R)+\phi_s k_2^2}{\alpha^R[\lambda^2(1-\delta)+\alpha^R]} = \frac{y^*(k_1-1)(1-\delta)\lambda+\phi_s k_2^2}{\gamma k} \qquad (۶)$$

که با توجه به ضرایب معادله فیلیپس و تابع رفاه اجتماعی می‌توان میزان نرخ تورم بهینه و نرخ ارز بهینه تحت شرایط قاعده را به صورت معادله (۵ و ۶) استخراج کرد. در صورتی که سیاست‌گذار بر اساس صلاحدید عمل کند تورم و نرخ ارز از مقدار بهینه و مورد انتظار کارگزاران اقتصادی منحرف می‌شود. بر این اساس می‌توان با توجه به معادله (۲) میزان نرخ تورم و نرخ ارز بهینه تحت شرایط صلاحدید را به صورت زیر نوشت:

$$\pi_t^D = \frac{\gamma y^*(k_1-1)[\lambda(1-\delta_b)+\alpha(1-\delta_b\lambda)+\phi_s k_2^2(1-\lambda)]}{\gamma k_b(\lambda+\alpha)} - \frac{\varphi_y+\phi_s}{2k_1} \qquad (۷)$$

$$s_t^D = \frac{\gamma y^*(k-1)[\lambda(1-\delta_b)+\alpha(1-\delta_b\lambda)+\phi_s k_2^2(1-\alpha\lambda)]}{\gamma k_b(\lambda+\alpha)} - \frac{\varphi_y+\phi_s}{2k_1+k_2} \qquad (۸)$$

بنابراین با استفاده از معادله‌های (۵ و ۷) و (۶ و ۸) می‌توان میزان تورش تورمی و انحراف در نرخ ارز در سیاست‌گذاری را محاسبه کرد. در صورتی که $\lambda = 1$ و یا $k=1$ باشد میزان تورش تورمی و انحراف نرخ ارز صفر است.

اگر رابطه بلندمدت بین تورم و بیکاری وجود نداشته باشد مقام سیاست‌گذار انگیزه‌ای برای تخطی از قاعده به منظور کاهش در بیکاری و افزایش در تورم نخواهد داشت. بنابراین می‌توان معادله مربوط به محاسبه تورش تورمی را به صورت زیر نوشت[1]:

$$\pi_t^D - \pi_t^R = \frac{\gamma y^*(k_2-1)\delta\left[\lambda(1-\lambda)\frac{d\alpha}{d\lambda}-\alpha(1+\alpha)+\phi_s k_2^2(1-\lambda)\right]}{\gamma k(\lambda+\alpha)^2} < 0 \qquad (۹)$$

$$s_t^D - s_t^R = \frac{\gamma y^*(k_2-1)\delta(\varphi_y+\phi_s)\left[\lambda\frac{d\alpha}{d\lambda}-\alpha^2(1+\alpha\lambda)+\phi_s k_2^2(1-\alpha\lambda)\right]}{\gamma k(\lambda+\alpha)^2} < 0 \qquad (۱۰)$$

۳- مروری بر مطالعات پیشین

مطالعات کمی در داخل و خارج از کشور در خصوص مساله ناسازگاری زمانی در نظام‌های ارزی مختلف و نرخ ارز واقعی انجام شده است. برخی از مطالعات صورت گرفته در زمینه سیاست پولی و نرخ ارز در زیر اشاره شده است.

لیتمو و همکاران[2] (۲۰۰۲) به بررسی ناسازگاری زمانی و کانال نرخ ارز در سیاست پولی پرداختند. برای این منظور با در نظر گرفتن شرایط یک اقتصاد باز به بررسی نقش کانال نرخ ارز و ناسازگاری زمانی در انتقال سیاست پولی پرداخته شد. نتایج نشان داد زمانی که شوک فشار هزینه رخ دهد کانال نرخ ارز منجر به انحراف تولید و اینرسی ناکافی در سیاست پولی تحت سیاست صلاحدیدی می‌شود.

کینگ[3] (۲۰۰۶) در مقاله خود به بررسی مدل ارائه شده توسط کیدلند و پرسکات پرداخت. وی در این مطالعه تعادل‌های مختلف تحت شرایط سیاست پولی مبتنی بر قاعده و صلاحدید مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بدست آمده بیان‌گر این موضوع بود که میزان مطلوبیت افراد تحت هر یک از شرایط چگونه است.

آکای و نارگلسکنلر[4] (۲۰۰۷) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا مشکل ناسازگاری زمانی در مورد اقتصاد ترکیه وجود دارد یا خیر. در این مطالعه به منظور نشان دادن این مساله از آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای سری زمانی تورم و بیکاری استفاده شد و نتایج نشان‌دهنده این بود که در کوتاه‌مدت می‌توان مساله ناسازگاری زمانی را با مدل‌هایی که در این زمینه مطرح شده و قابلیت توضیح‌دهندگی دارند نشان داد اما در بلندمدت این مدل‌ها قابلیت تطبیق با این شرایط را ندارند.

---

1. Mash (2000)
2. Leitemo (2002)
3. King (2006)
4. Akay and Nargelecekenler (2007)

آئوکی[1] (۲۰۱۳) موضوع هدف‌گذاری تورم به عنوان راه حلی برای مشکل ناسازگاری زمانی را مورد بررسی قرار داد. هدف این مقاله این بود که نشان دهد ایجاد محدوده برای تورم هدف‌گذاری شده می‌تواند راه حلی برای مشکل ناسازگاری زمانی در قرار دادن تورم در نقطه زیر تورم هدف باشد. علاوه بر این وی نشان داد که محدوده هدف‌گذاری تورم دارای مزیت‌های فراوانی در کنار شوک‌های بخش عرضه است به طوری که این کار می‌تواند تولید را به سطح نرخ طبیعی خود حرکت دهد. همچنین این عمل می‌تواند تورش تورمی را کاهش داده و کمکی در جهت دستیابی به نرخ تورم مطلوب باشد.

دیویس (۲۰۱۴) ضمن بررسی هدف‌گذاری تورم و لنگرگاهی برای تورم انتظاری بر اساس کانال نرخ ارز در سیاست پولی، مساله ناسازگاری زمانی را مورد بررسی قرار داد. در این مطالعه نشان داده شد که چنان‌چه هدف‌گذاری و لنگرگاهی برای نرخ تورم انتظاری بر اساس کانال نرخ ارز برای سیاست پولی در نظر گرفته شود از مساله ناسازگاری زمانی جلوگیری می‌شود.

کامنیک و کامهوف[2] (۲۰۱۵) در مطالعه خود به بررسی ناسازگاری زمانی در سیاست پولی و اثرات آن بر نوسانات نرخ ارز پرداختند. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که تحت شرایط سیاست بهینه پولی مبتنی بر قاعده و صلاحدید نوسانات مساله ناسازگاری زمانی و تورش تورمی در سیاست‌های اجرایی منجر به نوسانات بیشتر نرخ ارز شده و این موضوع در نظام نرخ ارز ثابت و شناور مدیریت شده بیشتر است.

دیویس[3] و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی این موضوع پرداختند که به منظور جلوگیری از بروز مشکل ناسازگاری زمانی در سیاست پولی مقامات پولی باید به دو سیاست هدف‌گذاری نرخ ارز و هدف‌گذاری نرخ تورم روی آورند. نتایج بیان‌گر آن بود که در اقتصادهای بسته‌تر و دارای سطح تجارت کمتر هدف‌گذاری تورم برای مقابله با مساله ناسازگاری زمانی رفاه اجتماعی بالاتری دارد اما برای یک اقتصاد باز سیاست هدف‌گذاری نرخ ارز کارایی بیشتری دارد.

نصیری (۱۳۸۷) به بررسی و تبیین موضوع ناسازگاری زمانی در اقتصاد ایران از جنبه‌های گوناگون در قالب برنامه‌ریزی پویا، نظریه بهینه کنترل و نظریه بازی‌ها پرداخت. نتایج تحقیق نشان‌دهنده آن بود که اگر دولت، سیاست‌گذاران و مقامات پولی به تعهدات خود پایبند نباشند و به فریبکاری اقدام کنند و با تأخیر به اجرای سیاست‌ها بپردازند یا آن‌ها را تغییر دهند، به دلیل وجود مسئله ناسازگاری

1. Aoki (2013)
2. Kamenik and Kumhof (2015)
3. Davis (2017)

زمانی و کنش – واکنش عاملین اقتصادی که از انتظارات عقلایی برخوردار هستند، جز تورم بیشتر و نارضایتی نتیجه دیگری حاصل نمی‌شود.

باستانی‌فر (۱۳۹۳) به آزمون ناسازگاری زمانی در اقتصاد ایران پرداخت. در این مطالعه، پدیدهٔ ناسازگاری زمانی معرفی، تشریح، و با تأکید بر بخش مالی برای اقتصاد ایران آزمون می‌شود. برای آزمون این پدیده بر اساس مبانی نظری الگوی کیدلند و پرسکات (۱۹۷۷)، که مبتنی بر منحنی فیلیپس تعمیم‌یافتهٔ بلندمدت است، از سری زمانی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۸ (انتهای برنامهٔ چهارم توسعه)، روش حداقل مربعات معمولی، آزمون‌های ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته، و روش بردارهای خودرگرسیونی و برای آزمون نقد لوکاس (۱۹۷۲) از رگرسیون‌های بازگشتی و غلتان استفاده شده است. یافته‌های مذکور دلالت بر آن دارد که اقتصاد ایران، به دلیل سیاست‌های مصلحت‌گرایانهٔ مالی، دچار پدیدهٔ ناسازگاری زمانی است.

خلیلی عراقی و گودرزی (۱۳۹۴) به بررسی این موضوع که آیا مشکل ناسازگاری زمانی در اقتصاد ایران وجود دارد، پرداختند. نتایج مقیدسازی مدل نشان دهنده این موضوع بود که این مدل برای رابطه کوتاه‌مدت بین بیکاری نایرو[1] و تورم همچنین توضیح مشکل ناسازگاری زمانی معتبر است.

اوجی مهر و همکاران (۱۳۹۶) به محاسبه تورش تورمی ناشی از ناسازگاری زمانی سیاست‌های پولی و مالی در برنامه‌های پنج‌ساله‌ی توسعه‌ی اقتصادی کشور پرداختند. در این مطالعه، مقدار تورش تورمی حاصل از الگو با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۹۵-۱۳۷۰، همچنین برای هریک از برنامه‌های توسعه‌ی اقتصادی کشور به صورت مجزا محاسبه شده است. نتایج برای دوره مورد بررسی، حاکی از وجود تورش تورمی بالا در اقتصاد ایران (۹/۸ درصد) به‌دلیل وجود رفتارهای صلاحدیدی است. در خصوص برنامه‌های پنج ساله توسعه نیز، یافته‌ها نشان می‌دهد که بیشترین تورش تورمی ناشی از سیاست‌های صلاحدیدی، در برنامه‌ی سوم توسعه و کمترین میزان تورش مربوط به برنامه‌ی اول توسعه است.

بررسی‌های صورت گرفته بیان‌گر این می‌باشد که مطالعات پیشین در اقتصاد ایران در حوزه ناسازگاری زمانی در سیاست پولی و تثبیت تورم انجام شده است و مطالعه‌ای در خصوص ثبات نرخ ارز و ناسازگاری زمانی در نظام‌های ارزی صورت نگرفته است که این مطالعه به بررسی ناسازگاری زمانی در نرخ ارز حقیقی می‌پردازد.

---

[1]. NAIRU

۴- معرفی روش آماری تحقیق

هدف این مطالعه بررسی وجود ناسازگاری زمانی در نرخ ارز حقیقی اقتصاد ایران می‌باشد، برای این منظور از روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده شده است. بسیاری از روابط اقتصادی، دارای ماهیت پویا هستند. این روابط پویا توسط وجود متغیر وابسته همراه با وقفه در بین رگرسورها، توصیف می‌گردد، که به صورت زیر است:

$$t = 1, \dots, T y_t = \delta y_{t-1} + x'_t \beta + u_t \qquad (۱۱)$$

به طوری که δ یک اسکالر، x'_t یک ماتریس با مرتبه $1 \times k$ و β یک ماتریس با مرتبه $k \times 1$ است. فرض می‌شود که u_t از یک مدل جزء خطای یک طرفه پیروی می‌کند:

$$u_t = \mu + \nu_i \qquad (۱۲)$$

به طوری که $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\nu^2)$ و $\nu_{it} \sim IID(0, \sigma_\nu^2)$ مستقل از یکدیگر هستند.
خودهمبستگی ناشی از وجود متغیر وابسته با وقفه در بین رگرسورها و اثرات هریک از آن‌ها، ناهمگنی را در بین موارد نشان می‌دهد. از آن‌جا که y_t تابعی از μ_t است به تصریح می‌توان گفت که y_{t-1} از μ تبعیت می‌کند. بنابراین y_{t-1}، رگرسیون سمت راست در رابطه (۱۱)، با جمله خطا رابطه دارد. اما $(y_{t-1} - \bar{y}_{-1})$ در صورتی که $\bar{y}_{-1} = \sum_{t=2}^{T} y_{t-2}/(T-1)$ باشد، همچنان با $(\nu_t - \bar{\nu}_.)$ همبستگی و ارتباط خواهد داشت، حتی اگر ν_t به صورت ترتیبی ارتباط نداشته باشد. زیرا y_{t-1} با $\bar{\nu}_.$ از لحاظ ساختاری، همبستگی و ارتباط دارد. میانگین $\bar{\nu}_{i.}$ شامل $\nu_{i,t-1}$ می‌باشد، که به وضوح با $y_{i,t-1}$ همبستگی دارد. اندرسون و هسیائو[1] (۱۹۸۱)، تفاضل اولیه مدل را برای رهایی از μ پیشنهاد نمودند و سپس از y_{t-2} یا $\Delta y_{t-2} = (y_{t-2} - y_{t-3})$ به عنوان ابزاری برای $\Delta y_{t-1} = (y_{t-1} - y_{t-2})$ استفاده کردند. این ابزارها با $\Delta \nu_t = \nu_t - \nu_{t-1}$ همبستگی نخواهند داشت، تا زمانی که ν_t نسبت به خودشان به صورت ترتیبی همبستگی نداشته باشند. این روش برآورد متغیر ابزاری، منجر به برآورد مؤثر پارامترها ولی نه لزوما کارا در مدل می‌شود. زیرا از تمام شرایط موجود استفاده نمی‌کند و همچنین ساختار تفاضلی در باقی‌مانده

[1]. Anderson and Hsiao (1981)

خطاها را در نظر نمی‌گیرد. آرلانو[1] (۱۹۸۹) دریافت که برای مدل‌های اجزای خطای پویای ساده، برآورد کننده‌ای که از تفاضل‌های Δy_{t-2} به جای سطوح y_{t-2} برای ابزارها استفاده می‌کند، دارای یک نقطه منفرد و واریانس‌های بزرگ در دامنه وسیعی از مقادیر پارامتر می‌باشد. از سویی دیگر، برآورد کننده‌ای که از ابزارها در سطوح استفاده می‌کند، یعنی $y_{i,t-2}$، هیچ مقدار منفردی ندارد، بنابراین واریانس‌های کوچکتر توصیه می‌گردد. آرلانو و باند[2] (۱۹۹۱)، روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) را ابداع نموده‌اند. آن‌ها همچنین ادعا می‌کنند که اگر از شرایط تعامد موجود در بین مقادیر وقفه y_t و اختلالات ν_t استفاده شود ابزارهای اضافی را می‌توان در مدل پویا بدست آورد. این مطلب با مدل اتورگرسیو بدون رگرسور به شرح ذیل توضیح داده می‌شود:

$$y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad ; t = 1, \dots, T \tag{۱۳}$$

به طوری که $u_t = \mu + \nu_t$ با $\nu_t \sim IID(0, \sigma_\nu^2)$ و $\mu \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ مستقل از هم می‌باشند برای برآورد صحیح δ به طوری که $N \to \infty$ با T ثابت، تفاضل اول از (۱۳) گرفته می‌شود:

$$y_t - y_{t-1} = \delta(y_{t-1} - y_{t-2}) + (\nu_t - \nu_{t-1}) \tag{۱۴}$$

با توجه به این‌که $(\nu_t - \nu_{t-1})$ برابر با $MA(1)$ است، دارای ریشه واحد می‌باشد. به ازای $t = 3$، در اولین دوره‌ای که این رابطه مشاهده شده است داریم:

$$y_3 - y_2 = \delta(y_2 - y_1) + (\nu_3 - \nu_2)$$

در این مورد، y_{i1} یک ابزار معتبر است، زیرا ارتباط و همبستگی زیادی با $(y_2 - y_1)$ دارد و با $(\nu_3 - \nu_2)$ هیچ‌گونه همبستگی ندارد، تا زمانی که ν_t به صورت ترتیبی همبستگی نداشته باشد. و اما حالتی که برای $t = 4$ بوجود می‌آید این است که، در دور دومی که مشاهده می‌شود:

$$y_4 - y_3 = \delta(y_3 - y_2) + (\nu_4 - \nu_3)$$

در این حالت y_2 و همچنین y_1 ابزارهای معتبری برای $(y_3 - y_2)$ می‌باشند، زیرا y_2 و y_1 با $(\nu_4 - \nu_3)$ همبستگی ندارند. می‌توان این روند را ادامه داد، و یک ابزار معتبر اضافی به هر دورهٔ پیش رو، اضافه نمود، به طوری که برای دوره T، مجموعه ابزارهای معتبر، تبدیل به

[1]. Arellano (1989)
[2]. Arellano and Bond (1991)

$(y_1, y_2, \dots, y_t, T-2)$ می‌شوند. این روش متغیر ابزاری، پارامتر خطای تفاضلی در رابطه (۱۴) را در نظر نمی‌گیرد. در نهایت این‌که آزمون سارگان معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند.

۴-۱- آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

در گام اول آزمون ایستایی بر اساس داده‌های فصلی سری زمانی نرخ ارز واقعی، نقدینگی، درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده ایران و آمریکا، نرخ سود سپرده‌های بانکی و نرخ سکه طلا در دوره ۱۳۹۶– ۱۳۶۸ انجام می‌گیرد. آمارهای مورد نیاز از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، فصلنامه‌های آماری و مرکز آمار به دست آمده است[1]. لازم به یادآوری است که برای محاسبه تولید بالقوه از روش فیلتر کالمن استفاده شده است.

آزمون‌های ریشه واحد مرسوم از قبیل آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته[2] (۱۹۷۹) و فیلیپس – پرون[3] (۱۹۸۸) هنگام وجود شکست ساختاری در متغیرهای اقتصادی نتایج گمراه‌کننده گزارش می‌دهند (تورش به سمت عدم رد فرضیه صفر هنگامی که داده‌های سری زمانی دچار شکست ساختاری شده باشند) (زیوت و همکاران[4]، ۱۹۹۲). با توجه به این‌که دوره زمانی لحاظ شده برای متغیرهای تحقیق شامل مواردی همچون جنگ، تحریم، شوک ارزی و نفتی و ... است، برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری استفاده می‌شود.

موضوع تغییرات ساختاری اهمیت قابل توجهی در تحلیل سری‌های زمانی اقتصاد کلان دارد. تحولات ساختاری در بسیاری از سری‌های زمانی، می‌تواند دلایل متعددی از قبیل بحران‌های اقتصادی، تغییر در چارچوب و ترتیبات نهادی – سازمانی، تغییرات سیاسی و حتی تغییر رژیم حکومتی داشته باشد. اگر چنین تحولات ساختاری در روند داده‌های سری زمانی مورد توجه قرار نگیرد، ممکن است نتایج تخمین به سمت عدم رد فرض غیر ایستایی داده‌ها تورش داشته باشد. لازم به ذکر است، تعیین درون‌زای یک شکست ساختاری بالقوه، لزوما به معنی وجود یک شکست ساختاری واقعی نیست و این مساله در حقیقت بیان‌کننده این است که اگر واقعاً شکستی رخ داده باشد، بیشترین احتمال وقوع آن در زمان تعیین شده به صورت درون‌زا خواهد بود. آزمون زیوت – اندروز[5] در واقع تعمیم‌یافته آزمون پرون (۱۹۸۹) است که برای پیدا کردن درون‌زای تاریخ تغییر

1. www.cbi.ir
2. Augmented Dickey–Fuller (1979)
3. Phillips–Perron (1988)
4. Zivot (1992)
5. Zivot and Andrews

جهت ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد است، به طوری که هیچ شکست ساختاری وارد الگو نشود؛ در حالی که فرضیه مقابل بیان می‌کند که سری زمانی دارای روندی ایستا با یک شکست ساختاری است که در زمانی نامعلوم رخ داده است.

نتایج حاصل از آزمون زیوت- اندروز در جدول (۱) نشان داده شده است. فرضیه صفر این آزمون وجود ریشه واحد همراه با شکست ساختاری در عرض از مبدأ یا روند و یا در هر دو جزء است. نتایج بدست آمده بیان‌گر این است که متغیرهای تولید ناخالص داخلی، حجم پول و تولید بالقوه بر اساس الگوی A، B و C در سطح خطای ۵ درصدی غیر ایستا بوده و متغیرهای نرخ تورم و بیکاری در سطح و با وجود یک شکست ساختاری ایستا هستند. به طور کلی الگوی C نسبت به دو الگوی A و B کامل‌تر است، لیکن بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای تولید ناخالص داخلی، حجم پول و تولید بالقوه با در نظر گرفتن یک شکست ساختاری غیر ایستا هستند و با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. در حالی که متغیرهای نرخ تورم و نرخ بیکاری در سطح ایستا هستند. این نتیجه گواهی بر اهمیت اعمال شکست ساختاری در محاسبات اقتصادسنجی است. بنابراین اگر بخواهیم از آزمون‌های هم‌انباشتگی برای تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده نمائیم، بایستی شکست ساختاری را در مدل به صورت درون‌زا اعمال کنیم تا نتایج تورش‌دار نباشند (نوفرستی، ۱۳۷۸). به منظور بررسی آزمون ریشه واحد از نرم افزار Eviews استفاده شده است.

۴-۲- آزمون هم انباشتگی

در ادامه برای بررسی ارتباط بلندمدت میان متغیرهای تحقیق با لحاظ شکست ساختاری از آزمون هم‌انباشتگی گریگوری – هانسن[1] استفاده شده است. کانیتاما[2] (۱۹۹۶) شرح می‌دهد که در حضور تغییرات ساختاری در متغیرهای الگو آزمون‌های مرسوم هم‌انباشتگی، ممکن است منجر به ایجاد هم‌انباشتگی کاذب شود. بنابراین در این تحقیق با توجه به دوره زمانی مطالعه که در آن دوره زمانی اقتصاد ایران با شکست‌های ساختاری بالقوه‌ای همراه بوده، باید اثرات تغییرات ساختاری به منظور اجتناب از ایجاد هم‌انباشتگی کاذب مد نظر قرار گیرد. در این آزمون فرض بر این است که یک تاریخ تغییر جهت ساختاری در بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای سری زمانی وجود دارد. فرضیه صفر

1. Gregory and Hansen
2. Kunitomo (1996)

این آزمون، دلالت بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی دارد. مهمترین مزیت این آزمون، تعیین نقطه تغییر جهت در رابطه بین متغیرها به صورت درون‌زا است. گریگوری – هانسن[1] به منظور استخراج آماره آزمون خود از سه الگو (C) موید الگوی تغییر سطح، رابطه (C/T) الگوی تغییر در سطح به همراه روند و رابطه (C/S) الگوی تغییر رژیم (تغییر جهت ساختاری) استفاده نمودند. در این آزمون برای تعیین نقطه شکستگی، همچون آزمون ریشه واحد زیوت – اندروز، ۷۰ درصد مشاهدات میانی سری زمانی را انتخاب و برای آن سال‌ها متغیر مجازی تعریف می‌شود. برای هر نقطه شکستگی (τ) یکی از سه الگوی مورد اشاره با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود و جملات پسماند آن‌ها ($\hat{e}_{t\tau}$) محاسبه شده و سپس از آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته استفاده کرده و سالی که دارای کمترین آماره دیکی فولر تعمیم یافته باشد، به عنوان سال شکست ساختاری انتخاب می‌شود. این امر برای هر سه الگوی (C)، (C/T) و (C/S) انجام شده و نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد زیوت-اندروز

	متغیرها	زمان شکست	وقفه	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۵٪	سطح معنی‌داری
مدل (A: وجود شکست در عرض از مبدأ مدل)	نرخ ارز واقعی	۱۳۹۲	۱	-۲/۴۶	-۴/۹۳	۰/۱۴۳
	نقدینگی	۱۳۶۵	۱	-۲/۷۵	-۴/۹۳	۰/۵۸۰
	درآمدهای نفتی	۱۳۸۷	۱	-۲/۶۹	-۴/۹۳	۰/۳۸۵
	تولید ناخالص داخلی	۱۳۶۹	۰	-۲/۲۱	-۴/۹۳	۰/۲۴۳
	نرخ سود سپرده‌های بانکی	۱۳۷۹	۴	-۵/۲۵	-۴/۹۳	۰/۰۰۸
	نرخ سکه طلا	۱۳۹۲	۱	-۲/۳۴	-۴/۹۳	۰,۱۹۸
مدل (B: وجود شکست در روند زمانی مدل)	نرخ ارز واقعی	۱۳۹۲	۱	-۲/۶۱	-۴/۴۲	۰/۴۵۳
	نقدینگی	۱۳۶۶	۱	-۲/۹۱	-۴/۴۲	۰/۵۸۷
	درآمدهای نفتی	۱۳۸۶	۱	-۲/۸۳	-۴/۴۲	۰/۲۸۸
	تولید ناخالص داخلی	۱۳۷۴	۰	-۱/۵۶	-۴/۴۲	۰/۴۹۳
	نرخ سود سپرده‌های بانکی	۱۳۶۹	۴	-۵/۸۶	-۴/۴۲	۰/۰۰۰
	نرخ سکه طلا	۱۳۹۲	۲	-۲/۷۸	-۴/۴۲	۰/۰۰۵
مدل (C: وجود شکست در عرض از مبدأ و روند زمانی مدل)	نرخ ارز واقعی	۱۳۹۲	۱	-۳/۴۰	-۵/۰۸	۰/۴۳۵
	نقدینگی	۱۳۶۵	۱	-۴/۸۴	-۵/۰۸	۰/۷۹۰
	درآمدهای نفتی	۱۳۸۷	۱	-۲/۸۰	-۵/۰۸	۰/۵۵۸
	تولید ناخالص داخلی	۱۳۶۹	۰	-۳/۳۰	-۵/۰۸	۰/۴۸۷
	نرخ سود سپرده‌های بانکی	۱۳۶۷	۱	-۵/۸۹	-۵/۰۸	۰/۰۰۵
	نرخ سکه طلا	۱۳۹۵	۳	-۳/۳۴	-۵/۰۸	۰/۰۷۶

منبع: یافته‌های تحقیق

[1]. Gregory and Hansen

با توجه به نتایج به دست آمده، می‌توان استدلال کرد که آماره Z_t به دلیل رد فرضیه صفر در سطوح اطمینان پنج درصد در دو الگوی (C) و (C/T) بیان می‌کند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیمی، رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای تحقیق وجود دارد. آماره ADF نیز در الگوی (C) و (C/T) برای متغیرهای تحقیق، نشان‌گر وجود رابطه تعادلی بلندمدت با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیمی در سطح ۵ و ۱۰ درصد است اما در الگوی (C/S) برای متغیرها در سطوح مختلف تعادلی نشان‌گر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیمی است. آماره Z_α به دلیل عدم رد فرضیه صفر در سطوح اطمینان یک درصد و ۵ درصد بیان می‌کند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیمی، رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها وجود ندارد. با عنایت به نتایج ارائه شده در جدول (۲) می‌توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای تحقیق با لحاظ شکست ساختاری ارتباط وجود دارد و متغیرهای مذکور در بلندمدت با یکدیگر حرکت می‌نمایند. به منظور بررسی آزمون هم انباشتگی از نرم افزار J-Multi استفاده شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون هم‌انباشتگی گریگوری - هانسن

مدل	(C)			(C/T)			(C/S)		
	ADF	Z_α	Z_t	ADF	Z_α	Z_t	ADF	Z_α	Z_t
آماره t	-۴/۹۸	-۴/۷۴	-۴۵/۳	-۵/۲۶	-۴/۹۲	-۴۷/۵	-۶/۷۸	-۷/۶۳	-۶۲/۴
سال شکست	۱۳۹۲	۱۳۹۲	۱۳۹۲	۱۳۹۲	۱۳۹۲	۱۳۸۸	۱۳۹۲	۱۳۹۲	۱۳۹۵

مقادیر بحرانی	(C)		(C/T)		(C/S)	
	٪۵	٪۱۰	٪۵	٪۱۰	٪۵	٪۱۰
ADF	-۴/۶۱	-۴/۳۴	-۴/۹۵	-۴/۶۸	-۵/۵۰	-۵/۲۴
Z_t	-۴/۶۱	-۴/۳۴	-۴/۹۵	-۴/۶۸	-۵/۵۰	-۵/۲۴
Z_α	-۴۰/۴	-۳۶/۱	-۴۷/۴	-۴۱/۸	-۵۸/۵	-۵۳/۳

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۳- مدل تجربی تحقیق

در این قسمت به بررسی و برازش مدل تجربی در مورد تاثیر ناسازگاری زمانی سیاست پولی بر نرخ ارز حقیقی پرداخته می‌شود. دوره مورد بررسی از سال ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۶ و داده‌ها نیز به صورت فصلی است. لازم به ذکر است که متغیرهای تحقیق قبل از برآورد فصلی‌زدایی شده است، محاسبات صورت گرفته در این بخش در نرم‌افزار Eviews انجام شده است. با توجه به هدف تحقیق دوره

زمانی در این مطالعه بر اساس برنامه‌های توسعه، شوک‌های ارزی و هدف‌گذاری در تورم و رشد اقتصادی به چهار دوره زمانی تجزیه شده است. دوره اول از سال ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۳، دوره دوم از سال ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۱، دوره سوم از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ و دوره چهارم از سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶.

بنابراین می‌توان مدل بررسی ناسازگاری زمانی در مورد تورم در اقتصاد ایران را به این صورت نوشت:

$$s_t = s^* + \alpha y_t + \beta y_t^2 + \omega \pi_t + \psi \pi_t^2 + \nu_t \qquad (۱۵)$$

به طوری که در معادله (۱۵) هر یک از ضرایب به صورت $\alpha = -\lambda\theta$، $\beta = -\frac{\lambda\theta\gamma}{2}$، $\omega = -\lambda\gamma^2$ و $\psi = -\frac{\lambda\gamma^2\theta^2}{2}$ است که مشاهده می‌شود مدل در ضرایب خود غیر خطی است، به طوری که $\gamma < 0$، $\alpha < 0$، $\lambda, \theta > 0$ و $\beta, \psi, \omega > 0$ هستند. نوسانات نرخ ارز و شوک‌های متعددی در سال‌های مختلف در بازار ارز رخ داده است، شوک‌های ارزی و جهش‌های ناگهانی قیمت دلار بر حسب ریال، در اقتصاد ایران پدیده جدیدی نیست به طوری که در عرض ۳۰ سال گذشته نرخ دلار ۷۰۰ برابر شده است، یعنی دلار ۶ تومانی در سال ۱۳۶۸ جای خود را به دلار ۴۲۰۰ تومانی (نرخ ارز رسمی) در سال ۱۳۹۶ داده است. بر این اساس، پارامترها به تفکیک دوره‌های زمانی برآورد شده است (جدول ۳).

جدول ۳: نتایج حاصل از برآورد پارامترهای تحقیق

پارامترهای مدل / دوره زمانی	s^*	α	β	ω	ψ
۱۳۷۳-۱۳۶۸	۱/۲۰ (۲/۱۵)	-۲/۰۶ (-۳/۲۲)	۰/۶۸ (۲/۶۵)	۱/۲۳ (۳/۶۵)	۰/۳۹ (۳/۱۹)
۱۳۸۱-۱۳۷۳	۰/۶۸ (۴/۳۴)	-۱/۸۶ (-۳/۴۵)	۰/۴۲ (۳/۵۶)	۱/۰۵ (۳/۹۵)	۰/۵۸ (۳/۹۰)
۱۳۹۲-۱۳۸۱	۱/۹۸ (۲/۲۰)	-۲/۱۲ (-۲/۳۰)	۰/۵۹ (۲/۱۲)	۱/۸۷ (۲/۸۸)	۰/۴۸ (۳/۰۵)
۱۳۹۶-۱۳۹۲	۱/۳۴ (۴/۲۶)	-۲/۴۵ (-۲/۳۳)	۰/۴۵ (۴/۳۰)	۲/۸۵ (۵/۵۶)	۰/۶۶ (۳/۹۵)

منبع: یافته‌های تحقیق (اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t می‌باشد)

برآوردهای صورت گرفته برای پارامترهای مدل شامل s^*، α، β، ω و ψ به ترتیب برای دوره زمانی مطرح شده به این صورت بوده که ضریب پارامتر شکاف تولید ناخالص داخلی، α، برای هر چهار

دوره منفی و معنی‌دار است، بنابراین بین شکاف تولید و نرخ ارز رابطه منفی وجود دارد. با توجه به رابطه منفی بین شکاف تولید با نرخ ارز و تورم، سیاست‌هایی که موجب افزایش تولید می‌گردد (سیاست‌های طرف عرضه)، می‌بایست مورد توجه قرار گیرد. چنان‌چه بانک مرکزی بتواند از طریق سیاست‌های غافلگیرانه کاهش در تورم انتظاری آتی را پیش رو بگیرد، در این حالت اقدام سیاست‌گذاران در راستای افزایش در اشتغال یا کاهش در شکاف تولید، منجر به افزایش در نرخ تورم و به تبع آن در نرخ ارز می‌شود. در این حالت سیاست‌های انقباضی اثرگذار بر تولید نسبت به سیاست‌های انبساطی دارای تاثیرات بالاتری بر مساله ناسازگاری زمانی بوده و با بزرگتر شدن این پارامتر در مقایسه بین دو دوره می‌توان مشاهده کرد که مشکل ناسازگاری زمانی و تاثیر سیاست‌های صلاحدید بر تورم و نرخ ارز در دوره اول و سوم کاهش یافته است و در دوره دوم و چهارم افزایش یافته است. همچنین ضریب متغیر مجذور شکاف تولید ناخالص داخلی نیز مثبت و معنی‌دار بوده و بیانگر رابطه مثبت بین مجذور شکاف تولید و نرخ ارز است. ضرایب برآورد شده برای شکاف تورم و مجذور شکاف تورم نیز مثبت و معنی‌دار است.

نتایج بدست آمده بیانگر این موضوع است که در دوره اول، سوم و چهارم با تشدید روند افزایشی قیمت‌های داخلی و تورم اقتصادی نرخ ارز جهش شدیدی داشته است. باید به این نکته اشاره کرد که علی‌رغم این‌که در دوره‌های دوم، سوم و چهارم در پی نابسامانی بازار ارز و رانت‌های گسترده ناشی از چند نرخی بودن ارز، بانک مرکزی اقدام به افزایش نرخ ارز رسمی و رساندن نرخ ارز رسمی به نرخ ارز غیر رسمی داشته است، این سیاست‌های پولی منجر به فشار بیشتر بر نرخ تورم و نرخ ارز گردیده است.

در ادامه به برازش میزان تورش تورمی و انحراف در نرخ ارز در چهار دوره زمانی مورد بررسی در تحقیق پرداخته شده است، به طوری که تورش تورمی و انحراف نرخ ارز ترکیبی از پارامترهای ساختاری مدل محاسبه شده است. برای این منظور با برآورد منحنی فیلیپس در مرحله قبل و ضرایب مربوط به تابع هدف با استفاده از معادله (۱۰) میزان تورش تورمی محاسبه شده و نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴: برآورد تورش تورمی و انحراف نرخ ارز در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۸

دوره زمانی	نرخ ارز هدف‌گذاری شده	انحراف نرخ ارز	تورم هدف‌گذاری شده	تورش تورمی	نرخ ارز هدف‌گذاری شده + انحراف نرخ ارز	تورم هدف‌گذاری شده + تورش تورمی
۱۳۷۳-۱۳۶۸	۱۲۰۰	۲۸۰	۲۰/۵	۸/۶۸	۱۴۸۰	۲۹/۱۸
۱۳۸۱-۱۳۷۳	۲۵۵۵	۳۲۰	۲۳/۵	۷/۱۵	۲۸۷۵	۳۰/۶۵
۱۳۹۲-۱۳۸۱	۱۰۸۰۰	۵۹۵	۱۸/۴	۱۲/۱۵	۱۴۹۵	۳۰/۵۵
۱۳۹۶-۱۳۹۲	۳۱۵۰	۱۱۵۰	۱۷/۸	۱۵/۴۵	۴۳۰۰	۳۲/۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق

برآورد تورش تورمی و انحراف در نرخ ارز در چهار دوره مورد بررسی به صورت جدول (۴) است، به طوری که متوسط تورش تورمی را در دوره مورد بررسی در چهار دوره نمونه نشان می‌دهد. در جدول (۴)، مقدار تورش تورمی در دوره اول برابر با ۸/۶۸٪، برای دوره دوم ۷/۱۵٪ و برای دوره سوم و چهارم به ترتیب برابر با ۱۲/۱۵٪ و ۱۵/۴۵٪ است. نتایج نشان می‌دهد که تورش تورمی در دوره سوم و چهارم نسبت به دوره اول و دوم بیشتر است که به منزله بی‌ثباتی در انتظارات تورمی در سیاست‌های پولی بوده است. همچنین مشخص گردید که انحراف نرخ ارز در چهار دوره به ترتیب برابر با ۲۸۰، ۳۲۰، ۵۹۵ و ۱۱۵۰ بوده است که نشان دهنده شرایط تورمی بالا در دوره سوم و چهارم است. در نهایت باید اشاره کرد که ناسازگاری زمانی در سیاست پولی و بروز تورش تورمی و انحراف نرخ ارز در سیاست‌های پولی و ارزی کشور در دوره‌های سوم و چهارم بیشتر از دوره‌های اول و دوم بوده است.

۵- نتایج و پیشنهادهای سیاستی

تحقیق حاضر به بررسی مساله ناسازگاری زمانی و اثرات آن بر انحراف نرخ ارز و تورش تورمی در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۸ پرداخته است. ناسازگاری زمانی اشاره به این موضوع دارد، زمانی که کارگزاران عقلایی اقتصاد به سیاست بهینه تعیین شده توسط مقام پولی باور داشته باشند، این عمل افراد سبب می‌شود که مقام پولی انگیزه داشته باشد تا بر اساس ناسازگاری زمانی، و بر اساس قدرت صلاحدیدی خود سعی بر اجرای سیاستی برای افزایش رفاه جامعه داشته و برای کاهش نرخ بیکاری به زیر نرخ بیکاری طبیعی و افزایش تولید به سطح بالاتر از نرخ اشتغال کامل با تورم پیش بینی نشده تلاش نماید. در انتخاب نظام ارزی، مولفه‌های اقتصاد سیاسی نیز مد نظر قرار

گرفت. بر اساس ادبیات سازگاری زمانی، سیاست‌گذاران جهت کسب اعتبار، باید قاعده سیاستی را اتخاذ نمایند که به لحاظ زمانی سازگار است. نکته مهم آن است که کدام نوع نظام ارز سبب خواهد گردید تا سیاست‌ها در جهت سازگاری زمانی هدایت گردند. در نظام ارزی ثابت، ثابت نگه داشتن پول یک کشور در برابر پول خارجی سبب تثبیت پول یک کشور گردیده و زمینه را برای افزایش اعتبار سیاست‌گذاران فراهم می‌نماید؛ این در حالی است که نظام ارز شناور زمینه را برای دفع اثرات شوک‌های خارجی از اقتصاد، فراهم می‌نماید. علاوه بر این، به کارگیری نظام ارز ثابت موجب شده تا نااطمینانی بخش‌های حقیقی اقتصاد کاهش یابد و این مسئله می‌تواند موجب بهبود تجارت بین‌المللی و سرمایه‌گذاری داخلی گردد. حال آن‌که استفاده از نظام ارز شناور می‌تواند موجب استقلال سیاست پولی در مواجهه با شوک‌ها گردیده و به عنوان ابزاری در جهت ایجاد ثبات در اقتصاد، در زمان‌های وجود ادوار تجاری تلقی گردد.

این تحقیق به دنبال بررسی مساله ناسازگاری زمانی در مورد سیاست‌های صلاحدیدی اجرایی در اقتصاد ایران و انحراف در نرخ ارز بود. نتایج بدست آمده نشان داد که تورش تورمی و انحراف در نرخ ارز در دوره سوم و چهارم این مطالعه ۱۳۹۶-۱۳۸۱ به مراتب بیشتر از انحراف در نرخ ارز و تورش تورمی در دوره ۱۳۸۱-۱۳۶۸ است که بیانگر غلبه سیاست‌های صلاحدیدی در سیاست‌گذاری پولی و بی‌ثباتی در نرخ ارز کشور است. با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان بیان کرد که انحرافات در نرخ ارز را می‌توان به علت ناسازگاری زمانی سیاست‌های پولی اجرا شده در این دوران نسبت داد. پیشنهادها می‌تواند در زمینه اجرای سیاست‌های پولی منضبط و مقرارت‌زدایی در سیستم بانکداری باشد به طوری که بیشتر سیاست‌ها بر اساس قاعده باشد و از بی‌انضباطی‌های مالی و غافلگیری کارگزاران جلوگیری شود.

منابع و مآخذ

۱. اسنودن، برایان. و وین، هاوارد (۱۳۸۳). *راهنمای نوین اقتصاد کلان*. منصور خلیلی عراقی و علی سوری؛ تهران، انتشارات برادران.

۲. اوجی مهر، سکینه. صمدی، علی حسین. و مرزبان، حسین (۱۳۹۶). "محاسبه‌ی اریب تورمی ناشی از ناسازگاری زمانی سیاست‌های پولی و مالی در برنامه‌های پنج‌ساله‌ی توسعه‌ی اقتصادی کشور". فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران **٦**(۲۳): ۸۴-۶۱.

۳. باستانی فر، ایمان. (۱۳۹۳). "آزمون ناسازگاری زمانی در اقتصاد ایران". مجله تحقیقات اقتصادی **٤٩**(۴): ۷۲۷-۶۹۹.

۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۷). اداره حساب‌های اقتصادی، حساب‌های ملی ایران.

۵. جبل عاملی، فرخنده. و برادران شرکاء، حمیدرضا (۱۳۸۲). "انتخاب نظام ارزی و تغییرات نرخ موثر واقعی ارز در جمهوری اسلامی ایران طی سال‌های (۱۳۷۵-۱۳۵۲)". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران **۱۵**.

۶. خلیلی عراقی، منصور. و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۴). "آیا مشکل ناسازگاری زمانی در اقتصاد ایران وجود دارد؟" پژوهشنامه اقتصاد کلان **۱۰**(۱۹): ۱۰۰-۷۷.

۷. صادق زاده، محمد امین (۱۳۹۴). *تاثیر استقلال بانک مرکزی بر ثبات اقتصادی*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

۸. نصیری، حسین (۱۳۸۷). "بررسی و تبیین مشکل ناسازگاری زمانی". دو فصلنامه برنامه و بودجه **۱۳**(۲): ۱۵۲-۹۶.

9. Akay, H. K. and Nargelecekenler, M. (2007). "Is There the Time-Inconsistency Problem in Turkey?". Journal of Economic Studies **34**(5): 389-400.
10. Anderson, T.W. and Hsiao, Ch. (1981). "Estimation of Dynamic Models with Error Components". Journal of the American Statistical Association **76**(375).
11. Aoki, M. (2013). "Inflation Band Targeting for a Solution to the Time Inconsistency Problem". Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=2056775.
12. Arellano, M. (1989). "A Note on the Anderson-Hsiao Estimator for Panel Data". Economics letters **31**(44): 337-341.

13. Arellano, M. and Stephen, B. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". Review of Economic Studies **58**(2): 277-297.
14. Barro, R.J. and Gordon, D.B. (1983). "Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy". Journal of Monetary Economics **12**(1): 101-121.
15. Davis, S. (2014): "Inflation Targeting and the Anchoring of Inflation Expectations: Evidence from Consensus Forecasts". Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper no. 174.
16. Davis, J.S., Fujiwara, I. & Wang, J. (2017). "Dealing with Time-Inconsistency: Inflation Targeting vs. Exchange Rate Targeting". CAMA Working Papers 2017-54, Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Crawford School of Public Policy, The Australian National University.
17. Gregory, A. W. and Hansen, B. E. (1996). "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shift". The Review of Economic Studies **58**(2): 277-297.
18. Kamenik, O. and Kumhof, M. (2015). "Trade Openness and Exchange Rate Regimes". Journal of Money, Credit and Banking **46**(8): 1657-1686.
19. King, R. (2006). "Discretionary Policy and Multiple Equilibria". Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly **92**(1):1-9.
20. Klomp, J. and De Haan, J. (2008). "Central Bank Independence and Financial Stability". Journal of Financial Stability 5: 321-338.
21. Kydland, F.E. and Prescott, E.C. (1977). "Rules rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plan". Journal of Political Economy **85**(3): 473-490.
22. Leitemo, K. Roisland, O. and R. Torvik (2002). "Time Inconsistency and the Exchange Rate Channel of Monetary Policy. Scandinavian Journal of Economics **104**(3): 391-397.
23. Mash, R. (2000). "The Time Inconsistency of Monetary Policy with Inflation Persistence". Oxford University Research Archive, https//ora.ox.ac.uk.
24. Wang, X. (2010). "Sole Reliance on Exchange Rate Changes cannot Effectively Adjust the Current Account: Changes in the Relative Price of China's Tradable and Non-Tradable Goods and the Current Account". International Economic Review 3-4: 26-29.
25. Zhu, Zh. (1997). "Dynamic Inconsistency and Exchange Rate Target Zones: a Welfare Analyses". International Economic Journal **11**.

26. Zivot, E. and Andrews, D. W. K. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis". Journal of Business and Economic Statistics 10: 251-70.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

سرایت حباب: بررسی موردی بازارهای ارز و بورس اوراق بهادار تهران[۱]

مجید هاتفی مجومرد[۲]
محسن مهرآرا[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۴/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۲۰

چکیده

هدف اصلی پژوهش، بررسی سرایت حباب در بازارهای ارز و اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۶:۱۲-۱۳۸۷:۰۱ است. در این راستا ابتدا وقوع حباب در این دو بازار بررسی و حباب‌های رخ داده تاریخ‌گذاری شد؛ که برای انجام آن از روش‌های جدید کشف و تاریخ‌گذاری GSADF, SADF, RADF استفاده شده است. نتایج این بخش نشان داد که هر دو بازار هدف حبابی بودند. بازار اوراق بهادار در بازه‌های ۰۵: ۱۳۸۹ تا ۰۷: ۱۳۸۹، ۱۲: ۱۳۸۹ تا ۰۲: ۱۳۹۰، ۰۹: ۱۳۹۱ تا ۱۱: ۱۳۹۱، ۰۲: ۱۳۹۲ تا ۱۲: ۱۳۹۲ و ۰۹: ۱۳۹۳ تا ۰۱: ۱۳۹۴ حبابی بوده است که حباب‌های چهارم و پنجم چندگانه بوده‌اند. در مورد بازار ارز نیز در بازه‌های زمانی ۰۳: ۱۳۹۰، ۰۸: ۱۳۹۰ تا ۰۲: ۱۳۹۱، ۰۴: ۱۳۹۱ تا ۰۱: ۱۳۹۲ و ۱۱: ۱۳۹۶ تا ۱۲: ۱۳۹۶ حباب رخ داده است که تنها حباب رخ داده در دوره سوم از نوع چندگانه بوده است. علاوه بر این، نتایج حاصله سرایت حباب دوم بازار اوراق بهادار تهران به بازار ارز و سرایت حباب سوم بازار ارز به بازار اوراق بهادار را در دوره مورد بررسی تایید کرده است. به علاوه بضاعت انتقال حباب از بازار ارز به بورس به مراتب قوی‌تر از انتقال این حباب از بازار سهام به ارز بوده است.

واژگان کلیدی: سرایت حباب، تاریخ‌گذاری حباب، بازار ارز، بازار اوراق بهادار تهران.

Keywords: Bubble Contagion, Bubble Dating, Foreign Exchange Market, Tehran Stock Exchange Market.

JEL Classification: G01, G12, C22.

---

[۱]. این پژوهش با حمایت مالی «صندوق حمایت از پژوهشگران و فناوران کشور» صورت گرفته است.

[۲]. پژوهشگر پسا دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران mhatefi63@gmail.com

[۳]. استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) mmehrara@ut.ac.ir

۱- مقدمه

«بحران مالی» به طیف گسترده‌ای از وضعیت‌هایی اطلاق می‌شود که بخشی از منابع مالی، قسمت بزرگی از ارزش اسمی خود را از دست می‌دهند؛ معمولاً این بحران در همان بازار نمی‌ماند و به طور بالقوه می‌تواند زمینه ساز بحران‌های مالی در سایر بازارها شود (نیام[1]، ۲۰۱۶). این امر به آن بر می‌گردد که بازارهای مالی آن چنان در هم تنیده شده‌اند که می‌توانند باعث انتقال سطوح بالای جریان سرمایه بین یکدیگر شوند و در نتیجه در پی بروز بحران در یک بازار، منجر به انتقال بحران به سایر بازارهایی شوند که به نظر بی‌ارتباط با بازار اولیه هستند (بکارت و هاروی[2]، ۱۹۹۵).

افزایش بحران‌های مالی در سال‌های اخیر منجر به توجه و نگاه ویژه محققان به اثر بازارهای مالی مختلف بر یکدیگر و انتقال بحران از بخشی به بخش دیگر شده است. بکارت و همکاران (۲۰۰۵ و ۲۰۱۴) از عبارت «سرایت[3]» برای توضیح افزایش تغییرات همزمان بازارها و همچنین سرایت نوسان در طی دوره‌های بحرانی نسبت به سایر دوره‌ها استفاده کرده‌اند. یکی از نوساناتی که در بازارهای مالی به کرات اتفاق افتاده و بازارهای مالی را با بحران‌های زیادی مواجه می‌کند، رخداد حباب در این بازارهاست. حباب، افزایش قیمت دارایی در یک فرآیند مستمر است که در آن افزایش اولیه قیمت، انتظار افزایش‌های آتی قیمت را به دنبال داشته و منجر به جذب خریداران جدید می‌شود. بر اساس مقبول‌ترین تعریف حباب، اگر قیمت‌های دارایی از قیمت مبنای آن منحرف شود، می‌توان گفت حباب وجود دارد (لی و فیلیپس[4]، ۲۰۱۶). اما معمولاً پس از مدتی، این افزایش و انحراف قیمت با انتظارات معکوس و در نتیجه کاهش ناگهانی قیمت همراه است که اغلب زمینه‌ساز بحران‌های مالی می‌شود (کیندل برگر[5]، ۱۹۹۱). سرایت حباب در بازارهای مالی شرایطی است که در طی آن حباب از یک بازار مالی به بازار دیگر یا حتی از یک کشور به کشور دیگر منتقل شده و به این صورت بحران در بازارهای مختلف یک اقتصاد گسترش خواهد یافت.

در این چارچوب، ارتباط بین بازارهای سهام و ارز مورد توجه محققان زیادی قرار گرفته است؛ چراکه وجود ارتباط قوی بین این دو بازار کاربردهای مهمی برای سیاست‌گذاران اقتصادی و تصمیمات بودجه‌بندی سرمایه در سطح بین‌المللی دارد (لئانگ و همکاران[6]، ۲۰۱۷). در این راستا

---

1. Neaime (2016)
2. Bekaert & Harvey (1995)
3. Contagion
4. Lee & Phillips (2016)
5. Kindleberger (1991)
6. Leung (2017)

شوک منفی در یکی از این بازارها می‌تواند به سرعت به بازار دیگر منتقل شده و منجر به ایجاد اثرات سرایت شوک (حباب) شود. مطالعات موجود در اقتصاد مالی دو توضیح نظری برای ارتباط بین قیمت سهام و نرخ ارز ارائه کرده‌اند. از یک سو مطالعات اولیه دورنبوش و فیشر[1] (۱۹۸۰) نشان دادند که کاهش ارزش پول ملی باعث افزایش رقابت‌پذیری شرکت‌های داخلی خواهد شد که این منجر به افزایش صادرات و جریان‌های نقدینگی در آینده خواهد شد. در نتیجه قیمت سهام در واکنش به افزایش در جریان‌های نقدینگی انتظاری، افزایش خواهد یافت (چکیلی و نگوین[2]، ۲۰۱۴). از سوی دیگر، تغییرات قیمت‌های سهام ممکن است منجر به تغییرات نرخ ارز شود که این از طریق تعدیل نرخ ارز نسبت به تغییرات عرضه و تقاضای دارایی‌های خارجی و داخلی در پرتفوهای متنوع بین‌المللی امکان‌پذیر است (برانسون[3]، ۱۹۸۳؛ فرانکل[4]، ۱۹۸۴). بنابراین امکان سرایت حباب از یکی از این دو بازار به دیگری وجود دارد؛ که تاکنون در مطالعات داخلی بررسی نشده است. از این رو مطالعه حاضر بر آن است تا سرایت حباب بین بازارهای ارز و سهام را مورد بررسی قرار دهد. از این منظر تفاوت مطالعه حاضر با سایر مطالعات انجام شده در این حیطه این است که مطالعه حاضر در ابتدای امر امکان وجود حباب در بازارهای سهام و ارز را به‌طور جداگانه مورد بررسی قرار داده و به تاریخ‌گذاری دوره‌های حبابی خواهد پرداخت. سپس امکان سرایت حباب از هرکدام از این بازارها را به دیگری مورد بررسی قرار خواهد داد.

در ادامه مطالعه به صورت زیر دنبال می‌شود: بازار ارز و بازار سهام در اقتصاد ایران در بخش دوم بررسی می‌شود. در بخش سوم و چهارم به ترتیب، مبانی نظری و پیشینه تحقیق مرور می‌شود. در بخش پنجم و ششم روش و یافته‌های تحقیق در زیربخش‌هایی مجزا ارائه خواهد شد. در نهایت نیز در بخش پایانی نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات سیاستی ارائه می‌شود.

۲- بررسی بازار ارز و بازار سهام در اقتصاد ایران

سری‌های زمانی نرخ ارز دلار و شاخص کل بورس تهران در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۷ در نمودار (۱) رسم شده است. در ادامه به ترتیب بازار ارز و بازار سهام بررسی می‌شود.

بازار ارز: شواهد نمودار (۱) نشان می‌دهد که بحران‌های ارزی در ایران دارای دو قسمت «شکل‌گیری تدریجی شکاف» و «جهش ارزی» است. ابتدای سال ۱۳۸۷ تا انتهای سال ۱۳۹۱ دارای

---

1. Dornbusch & Fisher (1980)
2. Chkili & Nguyen (2014)
3. Branson (1983)
4. Frankel (1984)

دو قسمت فوق است. از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا مرداد ماه ۱۳۹۰ نرخ ارز با شیب ملایمی رشد کرد. در این بازه زمانی نرخ دلار تنها ۲۵ درصد رشد کرد (در صورتی که تورم با سیر فزاینده‌ای حدود ۶۰ درصد رشد کرد). این شکاف در بلندمدت نمی‌توانست ادامه یابد و نهایتاً زمانی فرا رسید که اقتضای عوامل بازار به طور طبیعی سیاست‌گذاری دولت را از ریل خارج کرده و ارز جهش پیدا کرد. این جهش ارزی تا جایی ادامه یافت که شکاف قیمتی ارز محو شد؛ به بیان دیگر تا زمانی که منابع ارزی پاسخگوی نیاز بازار بود، شکاف تدریجی قیمت ارز گسترش می‌یافت؛ اما با کاهش قیمت نفت و تحریم‌های شورای امنیت، منابع ارزی دیگر توانایی پاسخ‌گویی تقاضای بازار را نداشت. از طرف دیگر، ترس از کاهش ارزش پول ملی به همراه امید به کسب سود، موجب هجوم سوداگران به بازار ارز شد. در این چارچوب، کمبود منابع ارزی از شهریور ۱۳۹۰ شروع شد و با مقاومت دولت کمی از سرعت آن کم شد تا اینکه تا پایان سال ۱۳۹۱ قیمت دلار به حدود ۳۷۰۰ تومان رسید. در زمان پایان شکاف ارزی (یعنی در پایان سال ۱۳۹۱) دلار نسبت به فروردین ۱۳۸۴ حدود ۲۸۸ درصد افزایش یافت. از ابتدای سال ۱۳۹۲ تا مهر ۱۳۹۶ نرخ دلار از ۳۵۰۳ تومان به ۳۹۶۵ تومان رسید. به این معنی که دلار با یک سرعت ملایم در طی حدود پنج سال، تنها ۱۳ درصد رشد کرد. اما در طرف مقابل شاخص قیمتی تورم در این مدت از ۶۷ به ۱۰۸ واحد رسیده است. به عبارت دیگر در این مدت تورم حدود ۶۷ درصد و بیش از پنج برابر نرخ ارز رشد داشته است. این رشد ملایم همان مرحله شکل‌گیری شکاف تدریجی دو شاخص است که تشابه این دو رخداد حاکی از آن است که یک لغزش در ذخایر بانک مرکزی می‌تواند در یک زمان کوتاه منجر به بحران ارزی شده و بحران گذشته را تکرار کند. در این دوره، نرخ ارز تحت تاثیر تغییرات شاخص دلار در سطح بین‌المللی و روند اجرایی شدن برجام بود. پس از مهر ۱۳۹۶، به نظر می‌رسد که بازار ارز نشانه‌هایی از آغاز جهش را آشکار کرده است؛ چرا که در این فاصله نرخ ارز از ۳۹۶۵ تومان در مهر ۱۳۹۶ به مقدار ۴۶۴۳ تومان در اسفند ۱۳۹۶ رسیده است؛ به بیان دیگر تقریباً ۱۴ درصد رشد کرده است.

بازار سهام: با توجه به نمودار (۱) می‌توان دوره زمانی مورد مطالعه را به چهار بخش تقسیم کرد. دوره اول از فروردین ۱۳۸۷ تا اسفند ۱۳۹۱ است.گزارش‌های بانک مرکزی نشان می‌دهد که افزایش قیمت جهانی نفت، محصولات پتروشیمی و فلزات و نیز عرضه اولیه سهام شرکت‌های بزرگ دولتی باعث رونق بازار اوراق بهادار تهران در نیمه اول سال ۱۳۸۷ شده است. نماگرهای بورس در نیمه دوم سال ۱۳۸۷ به دلیل وقوع بحران مالی در اقتصاد جهانی و از بین رفتن حباب

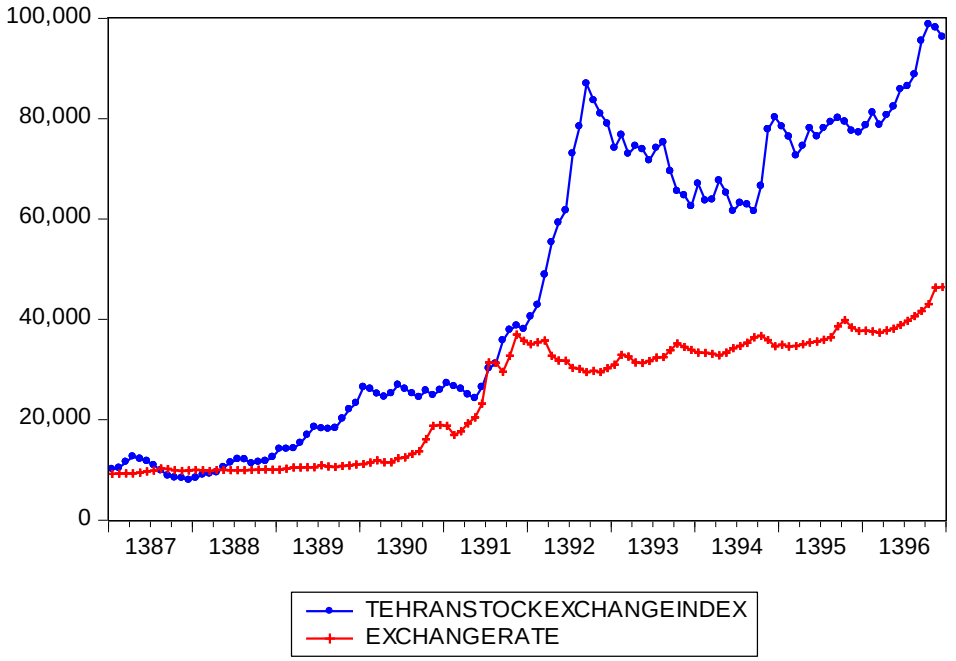
قیمت دارایی‌ها افت شدیدی را تجربه کردند؛ لیکن در مجموع فعالیت بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۸۷ با افزایش چشمگیر در تعداد و ارزش سهام مبادله شده مواجه بود. فعالیت بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۸۸ به دلیل پدیدار شدن علائم رونق بازار جهانی و افزایش قیمت مواد خام، ورود شرکت‌های مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی به بورس، رکود سایر بازارهای رقیب در اقتصاد داخلی و تنوع ابزارهای تامین مالی، با افزایش چشمگیر تعداد و ارزش سهام مبادله شده مواجه بود. در سال ۱۳۸۹ شاخص کل بورس از ۱۲۵۳۶/۷ واحد در ابتدای سال به ۲۳۲۹۴/۹ واحد در پایان سال رسید که نشان‌دهنده رشد ۸۵/۸ درصدی بازدهی برای سرمایه‌گذاران بورس است. در سال ۱۳۹۰، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران از ۲۳۲۹۴/۹ واحد در ابتدای سال به ۲۵۹۰۵/۶ واحد در پایان سال رسید که نشان‌دهنده رشد ۱۱/۲ درصدی بازدهی برای سرمایه‌گذاران بورس است. در این سال به دلیل افت قیمت مواد خام، عدم ورود شرکت‌های مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی به تناسب سال‌های گذشته، رونق بازارهای رقیب ارز و طلا و تحریم‌های بین‌المللی، همه شاخص‌های بورس با افزایش جزئی مواجه بودند. در سال ۱۳۹۱، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران از ۲۵۹۰۵/۶ واحد در ابتدای سال به ۲۳۷۸۷/۳ واحد در هجدهم مرداد ماه رسید که نسبت به پایان سال ۱۳۹۰ به میزان ۸/۲ درصد کاهش داشت. در تاریخ مذکور، قیمت اکثر سهام شرکت‌های بورسی به حداقل خود رسید و نسبت قیمت به درآمد انتظاری کل بورس که در پایان سال ۱۳۹۰ برابر ۶/۰۵ واحد بود به ۴/۴۹ واحد کاهش یافت. پس از این تاریخ، شاخص‌های بورس با روند صعودی همراه بودند.

دوره دوم از ۱۳۹۱ تا اواخر سال ۱۳۹۲ است. در پایان سال ۱۳۹۱، شاخص کل بورس با رشد ۴۶/۸ درصدی نسبت به ابتدای سال همراه بود. به طور کلی در سال ۱۳۹۱، همه شاخص‌های قیمتی نسبت به سال گذشته با افزایش همراه بودند. در سال ۱۳۹۲، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران از ۳۸۰۴۰/۸ واحد در ابتدای سال به ۸۹۵۰۰/۶ واحد در پانزدهم دی ماه رسید که نسبت به پایان سال ۱۳۹۱ به میزان ۱۳۵/۳ درصد افزایش داشت. در تاریخ مذکور، قیمت اکثر سهام شرکت‌های بورسی به حداکثر خود رسید و نسبت قیمت به درآمد انتظاری کل بورس که در پایان سال ۱۳۹۱ برابر ۵/۴ مرتبه بود، تا پایان دی ماه به ۷/۶ مرتبه افزایش یافت. پس از این تاریخ، شاخص‌های بورس با روند نزولی همراه بودند. در مجموع در پایان سال ۱۳۹۲، شاخص کل بورس با رشد ۱۰۷/۷ درصدی نسبت به ابتدای سال همراه بود. در پایان سال ۱۳۹۳، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به ۶۲۵۳۱/۸ واحد رسید که نسبت به پایان سال

۱۳۹۲ به میزان ۲۰/۹ درصد کاهش داشت. در سال مذکور، تحولات در مذاکرات هسته‌ای ایران با گروه ۵+۱ و کاهش قیمت‌های جهانی کالاها مثل نفت و فلزات اساسی عامل اصلی کاهش شاخص‌های بورس بود.

دوره سوم، از اواخر سال ۱۳۹۲ شروع می‌شود و تا اواخر سال ۱۳۹۴ است. در پایان سال ۱۳۹۳، نسبت قیمت به درآمد انتظاری کل بورس به ۵/۴ مرتبه رسید که نسبت به پایان سال ۱۳۹۲ با ۲۳/۵ درصد کاهش همراه بوده است. در پایان سال ۱۳۹۴، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به ۸۰۲۱۹/۰ واحد رسید که نسبت به پایان سال ۱۳۹۳ به میزان ۲۸/۳ درصد افزایش داشت. شاخص فوق در سال قبل ۲۰/۹ درصد کاهش داشت. عمده رشد شاخص‌ها در سال ۱۳۹۴ در پی توافقنامه برجام و در نتیجه ورود نقدینگی در سه ماهه پایانی سال رخ داد.

دوره چهارم، از اواخر سال ۱۳۹۴ شروع می‌شود و تا اواخر سال ۱۳۹۶ است. در سال ۱۳۹۵ شاخص کل از رقم تقریباً ۸۲ هزار واحد به رقم ۷۶ هزار واحد کاهش یافت. در سال ۱۳۹۶ شاخص کل رشدی ۲۴ درصدی را تجربه کرد. عمده این رشد تحت تاثیر رشد قیمت جهانی کالاها به ویژه در بخش فلزات پایه، نفت و همچنین رشد حدود ۲۵ درصدی نرخ دلار رخ داد. روند بازارهای جهانی، نوسان نرخ ارز، موضع‌گیری ترامپ در قبال برجام در چند مقطع زمانی، کاهش نرخ سود بانکی، انتخابات ریاست جمهوری، تغییر در نحوه گزارشگری مالی شرکت‌ها و همچنین انتشار گواهی سپرده با نرخ ۲۰ درصدی از سوی بانک مرکزی مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر اوج و فرود شاخص بورس بودند. برآیند این تحولات در نهایت با اثر مثبت نرخ ارز و صعود قیمت‌ها در بازارهای جهانی به رشد شاخص سهام منجر شد.



نمودار ۱: سری‌های زمانی نرخ ارز دلار و شاخص کل بورس تهران در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۷

۳- مبانی نظری

مبانی نظری به سه قسمت تقسیم می‌شود. قسمت نخست، سرایت نوسانات در بین بازارهای مالی مختلف را مورد ارزیابی قرار داده است. قسمت دوم اثر سرایت نوسان بر بحران‌های مالی و قسمت پایانی نیز سرایت حباب بین بازارهای مالی را مورد بررسی قرار داده است.

۳-۱- سرایت نوسانات در بین بازارهای مالی مختلف

به‌طورکلی دو دیدگاه نظری مهم وجود دارد که سرایت نوسان بین بازارهای دارایی و نرخ ارز را توضیح می‌دهد. سرکو و وانهال[1] (۱۹۹۲) دلیلی منطقی برای ارتباط بین بازارهای نرخ ارز و سهام در سطح شرکتی ارائه کرده‌اند. آن‌ها بازار سهام را به یک شرکت واحد تقلیل دادند که کالاها را وارد یا صادر می‌کند و در نتیجه از طریق تغییرات ارزی تحت تاثیر قرار خواهد گرفت. بنابراین رقابت بین‌المللی شرکت‌ها، درآمد واقعی آن‌ها و قیمت‌های سهام (که به عنوان ارزش حال جریان

[1]. Sercu & Vanhulle (1992)

نقدینگی آتی شرکت‌ها تفسیر می‌شود) از طریق نرخ ارز تحت تاثیر قرار خواهند گرفت. در نتیجه بین نوسان نرخ ارز و قیمت سهام ارتباط وجود دارد (لیانگ و همکاران[1]، ۲۰۱۷). این نظریه با نظریه دیدگاه سرمایه‌گذار[2] نیز سازگاری دارد. کاروئی[3] (۲۰۰۶) توضیح می‌دهد که در صورت کاهش ارزش پول ملی در مقابل ارز خارجی، سرمایه‌گذارانی که قبلاً در سهام سرمایه‌گذاری کرده‌اند به جستجوی دیگر بازارهای مالی که سودآورتر هستند؛ خواهند پرداخت. بنابراین ارتباط بین نرخ‌های ارز و قیمت سهام منفی خواهد بود. از سوی دیگر سرمایه‌گذارانی که هنوز سرمایه‌گذاری نکرده‌اند، سهام را ارزان دانسته و آن را خریداری خواهند کرد؛ که بر این اساس ارتباطی مثبت بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود خواهد داشت. در مجموع رفتار سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها است که علامت رابطه بین نرخ ارز و قیمت سهام را مشخص می‌کند. شواهد تجربی بدست آمده از بالی[4] (۲۰۰۵) و دایبلد و ایلماز[5] (۲۰۰۹) سرایت نوسان بین بازارهای مالی را تایید کرده است. این مطالعات روابط کوتاه‌مدت بین قیمت‌های سهام را در بازارهای توکیو، لندن و نیویورک مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از مدل ARCH همبستگی زیاد بین زمان‌بندی میانگین و سرایت نوسان در این بازارها را ارزیابی کردند. انگل و همکاران[6] (۱۹۹۰) از چارچوبی مشابه برای بازارهای نرخ ارز استفاده کرده و دو نوع از سرایت نوسان را آزمون کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که نوسان نرخ ارز، الگوهای مشابهی را در ساعات مختلف روز داراست و این نشان‌دهنده وجود همبستگی سریالی بین آن‌ها است. علاوه بر این سرایت نوسانات بین انواع مختلف بازار دارایی در یک اقتصاد مورد بررسی قرار گرفته است. به عنوان مثال کانساس[7] (۲۰۰۰) ارتباط گشتاور شرطی مرتبه دوم بین تغییرات عواید سهام و نرخ ارز را برای آمریکا، انگلیس، ژاپن، آلمان، فرانسه و کانادا مورد بررسی قرار داد. وی دریافت که سرایت نوسان از سهام به نرخ ارز برای پنج تا از شش کشور ملاحظه شده است (به جز آلمان). وی همچنین دریافت که سرایت نوسان نسبت به انتشار اخبار خوب و بد متقارن است.

1. Liang (2017)
2. Investor's View
3. Karoui (2006)
4. Baele (2005)
5. Diebold & Yilmaz (2009)
6. Engle (1990)
7. Kansas (2000)

۳-۲- اثر سرایت نوسانات بر بحران‌های مالی

لین و همکاران[۱] (۱۹۹۴) نشان دادند که بازارهای کل دنیا در مواجه شدن با بحران‌های مالی شباهت بسیاری دارند. این ارتباطات بین بازاری اغلب پس از وارد شدن شوک به یک کشور (یا گروهی از کشورها) به طور معنی‌داری افزایش خواهد یافت. دورنبوش و همکاران[۲] (۲۰۰۰) نشان دادند که سرایت اساسی[۳] چون شوک‌های کلان بر یک مقیاس بین‌المللی اثر می‌گذارد و شوک‌های محلی از طریق ارتباطات تجاری، کاهش ارزش رقابتی و ارتباطات مالی منجر به سرایت بحران بین بازارهای مختلف خواهند شد. در مقابل سرایت خالص[۴] مرتبط با مسائل نقدینگی، اطلاعات ناقص[۵] و عدم تقارن اطلاعات[۶] است و نشان داده شده است که منجر به وقایعی چون بحران‌های مالی، رفتار گله‌ای[۷]، از بین رفتن اعتماد و افزایش ریسک سرمایه‌گذاران می‌شود.

در زمینه مشکلات نقدینگی، هرناندز و والدز[۸] (۲۰۰۱) مدلی استفاده کردند که در آن کشورهایی که سرمایه‌گذاران آن‌ها برای تغییر در پرتفوی خود نیاز به نقدینگی داشتند، نقدینگی خود را به اشتراک می‌گذاشتند. اگر آن‌ها نقدینگی را در یک کشور پیدا نمی‌کردند، نقدینگی را در کشور ثانویه جستجو می‌کردند که در نتیجه آن نوسان به کشور دیگر سرایت می‌کرد. علاوه بر این وحشت سپرده‌گذاران یا ارتباطات قراردادی بین بانک‌ها و همچنین ورشکستگی بانک‌ها می‌تواند موجب کاهش نقدینگی مشترک شده و در نتیجه کمبود نقدینگی به کل سیستم منتقل شود (دیاموند و راجان[۹]، ۲۰۰۵). همان‌طور که بویزون و همکاران[۱۰] (۲۰۱۰) نشان دادند، شوک‌های نقدینگی در صندوق‌های پوشش ریسک[۱۱] نیز می‌تواند احتمال سرایت نوسان را افزایش دهد.

این نظریه در راستای نظریه اطلاعات ناکامل قرار دارد که در آن یک شوک اطلاعاتی عمومی مبنا قرار می‌گرفت و سرمایه‌گذاران بر این باور بودند که شوک مالی در یک کشور می‌تواند منجر به ایجاد شوکی مشابه در کشورهای دیگر شود که در نتیجه آن فعالیت تجاری و نوسان در هر بازار به طور همزمان افزایش می‌یافت (فلمینگ و همکاران[۱۲]، ۱۹۹۸). به طور خاص یک شوک

---

1. Lin (1994)
2. Dornbusch (2000)
3. Fundamental Contagion
4. Pure Contagion
5. Imperfect Information
6. Informational Asymmetries
7. Herd Behavior
8. Hernández and Valdés (2001)
9. Diamond and Rajan (2005)
10. Boyson (2010)
11. Hedge Funds
12. Fleming (1998)

اطلاعاتی باعث تغییر انتظارات در یک بازار شده و سرمایه‌گذاران را به تنظیم دارایی‌های خود در سایر بازارها بدون احتساب تغییرات مبانی کلان وا می‌دارد. در این حالت موازنه مجدد پرتفوی به دلیل تغییرات لازم برای تقاضای پوشش ریسک رخ خواهد داد که این خود نتیجه ارتباط بین عواید بازار است (کالبرگ و همکاران[1]، ۲۰۰۵).

کالوو و مندوزا[2] (۲۰۰۰) تئوری عدم تقارن اطلاعات را مجدداً تایید کرده اما به دو نوع متفاوت از سرمایه‌گذاران اشاره می‌کنند: سرمایه‌گذارانی که اطلاعات مربوطه را جمع‌آوری می‌کنند و سرمایه‌گذارانی که فقط از رفتار اکثریت تبعیت می‌کنند. تحت سناریوی سرایت به بازار، تجارت سفته‌بازانه و اغتشاشی (بلک[3]، ۱۹۸۶؛ دی‌لانگ و همکاران[4]، ۱۹۹۰؛ کیل و زیانگ[5]، ۲۰۰۱) در سطح بین‌المللی رخ خواهد داد. بنابراین تغییرات قیمت که از طریق رفتار گله‌ای ایجاد می‌شود، ممکن است به سایر کشورها نیز منتقل شود (لین و همکاران، ۱۹۹۴).

شواهد تجربی سرایت توسط دیبلد و ایلماز[6] (۲۰۰۹) نیز ارائه شده است. این محققان نتیجه گرفتند که سرایت نوسان بین بازارهای دارایی در طی بحران‌های مالی مشاهده شده است. چویی و همکاران[7] (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های بازار سهام نرخ ارز نیوزیلند دریافتند که سرایت نوسان از بازار ارز به بازار سهام در دوره قبل و بعد از بحران ۱۹۹۷ معنی‌دار است.

۳-۳- سرایت حباب بین بازارهای مالی

حباب قیمت وقتی رخ می‌دهد که قیمت معاملات جاری دارایی از ارزش واقعی خود جدا می‌شود؛ این وضعیت یا از طریق واکنش بازار از بین می‌رود یا تشدید می‌شود که حباب واقعی از حالت تشدید شونده افزایش قیمت دارایی ناشی می‌شود (عباسیان و همکاران، ۱۳۸۹). در حالت وجود نوسان قیمتی، کاهش و افزایش قیمت دارای نوسانات تکرار شونده است اما در حالت وجود حباب، افزایش قیمت دارایی آن‌قدر ادامه می‌یابد تا به نقطه بحرانی برسد. در این نقطه توقف معاملات شروع شده و در عمل حباب قیمت منفجر می‌شود. بنابراین باید اذعان داشت که حباب‌های قیمتی از دیگر شوک‌های کلان اقتصادی متفاوتند؛ چرا که نادر بوده و آثار ماندگاری

1. Kallberg (2005)
2. Calvo & Mendoza (2000)
3. Black (1986)
4. De Long (1990)
5. Kyle & Xiong (2001)
6. Diebold & Yilmaz (2009)
7. Choi (2009)

دارند. بررسی حباب‌های مالی مورد توجه محققان زیادی قرار گرفته است؛ اما بحران مالی جهانی آمریکا در سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۸ و سرایت اثرات آن به بازارهای کالا، نرخ‌های ارز و فعالیت‌های حقیقی کل اقتصاد، منجر به توجه دوباره اقتصاددانان به حباب‌های مالی و سرایت آن‌ها به بازارهای مختلف گردید. کابالیرو و همکاران[1] (۲۰۰۸) بیان می‌کنند که حباب اینترنت در دهه ۱۹۹۰، حباب دارایی در سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۰۵، بحران سال ۲۰۰۷ و حباب کالا در سال ۲۰۰۸ ارتباط بسیار نزدیکی به یکدیگر داشته‌اند. کابالیرو و همکاران (۲۰۰۸) بحث را گسترش داده و فرضیه‌ای تکراری در مورد ایجاد و فروپاشی حباب ارائه می‌دهند که در آن بحران‌های مالی رخ داده در اقتصاد آمریکا با استفاده از یک مدل تعادل عمومی ساده و بدون در نظر گرفتن عوامل پولی و احتساب کالاها مورد بررسی قرار گرفته‌اند. در این راستا تاریخ‌گذاری خط زمانی ایجاد و فروپاشی حباب‌های مختلف، عنصر اساسی اعتبار این فرضیه است. در حالی که ارزیابی تجربی بیشتر نیازمند برخی از تکنیک‌های اقتصادی برای آزمون فرآیند سرایت حباب در بازارهای مختلف است. مطالعات نشان داده است که سرایت حباب در بازارهای مختلف و از یک کشور به کشوری دیگر امکان‌پذیر است. به عنوان مثال گومز- گنزالز و همکاران[2] (۲۰۱۸) سرایت حباب از بازار مسکن آمریکا به سایر کشورهای OECD، دنگ و همکاران[3] (۲۰۱۷) سرایت حباب از بازار سهام به بازار مسکن در چین، هی و همکاران[4] (۲۰۱۶) سرایت حباب در بازار سهام چین و تنگ و همکاران[5] (۲۰۱۹) سرایت حباب از مرکز شهر به حومه را مورد بررسی قرار دادند.

۴- پیشینه تحقیق

تئوری عقلایی بلانچارد[6] (۱۹۷۹) بیانگر این است که حتی با وجود انتظارات عقلایی میوث[7] (۱۹۶۱) احتمال انحراف قیمت دارایی از ارزش پایه آن وجود دارد. این انحراف قیمت از ارزش پایه را حباب می‌نامند. ایجاد حباب‌های عقلایی ناشی از ایجاد انتظارات در مورد افزایش قیمت

1. Caballero (2008)
2. Gomez-Gonzalez (2018)
3. Deng (2017)
4. He (2016)
5. Teng (2019)
6. Blanchard (1979)
7. Muth (1961)

دارایی در آینده است. مک‌کوین و ثرلی[1] (۱۹۹۴) وجود انواع حباب در بازار را بررسی کردند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که در بازارهای مالی چهار نوع حباب وجود دارد که عبارتند از حباب‌های عقلایی[2]، حباب‌های ذاتی[3]، حباب‌های ناشی از رفتار[4] و حباب‌های اطلاعاتی[5]. نانس و سیلوا[6] (۲۰۰۷) وجود حباب‌های عقلایی را با استفاده از مدل‌های هم‌انباشتگی متعارف و آستانه‌ای مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از هر دو مدل مورد استفاده در این مطالعه نشان داد که در بازارهای سهام شیلی، اندونزی، کره و فیلیپین حباب‌های انفجاری[7] و در حال فروپاشی[8] وجود دارد اما در بازارهای سهام چین، برزیل، ونزوئلا و کلمبیا تنها حباب‌های درحال فروپاشی وجود دارد. ختایی و همکاران (۱۳۹۳) به شناسایی حباب مسکن در ایران با رویکرد هم‌جمعی پنل پرداختند. در این مطالعه قیمت بنیادی مسکن برآورد و حباب از اختلاف بین قیمت بنیادی و واقعی مسکن بدست آمد. نتایج حاصل از تخمین معادله قیمت حقیقی مسکن نشان داد که در بازار مسکن ایران حباب وجود دارد. به عبارت دیگر در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ این بازار حبابی بوده است.

به طور کلی روش‌های سری زمانی متعددی برای کشف حباب سفته‌بازی در قیمت‌های دارایی به کار رفته است که از آن‌ها می‌توان به آزمون‌های هم‌جمعی (دیبا و گروسمن[9]، ۱۹۸۸a و ۱۹۸۸b)، آزمون‌های واریانس مقید (لی‌روی و پورتر[10]، ۱۹۸۱؛ شیلر، ۱۹۸۱)، و آزمون‌های چو و CUSUM (هوم و بریتانگ[11]، ۲۰۱۲) اشاره کرد. به عنوان مثال صادقی‌شریف و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد به آزمون رفتار حباب انفجاری چندگانه در بورس اوراق بهادار و مسکن ایران طی بازه ۱۳۹۳-۱۳۷۰ پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که بازار سهام و بازار مسکن در بازه مورد بررسی رفتارهای حباب انفجاری داشته‌اند؛ به‌گونه‌ای که برای بازار سهام، ۲۴ و برای بازار مسکن، ۱۲ دوره است.

در ادامه آزمون ADF چوله به راست پنجره انعطاف‌پذیر بازگشتی اولین بار توسط فیلیپس و همکاران[12] (۲۰۱۱) معرفی شد که بعداً توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) توسعه بیشتری پیدا کرد.

---

1. Mcqueen & Thorley (1994)
2. Rational Bubbles
3. Intrinsic Bubbles
4. Fads Bubbles
5. Informational Bubbles
6. Nunes & Silva (2007)
7. Explosive Bubbles
8. Collapsing Bubbles
9. Diba & Grossman (1988a & 1988b)
10. LeRoy & Porter (1981)
11. Homm and Breitung (2012)
12. Phillips (2011)

از این منظر، استراتژی‌های کشف حباب در مطالعات فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱) و فیلیپس و همکاران (۲۰۱۳) گسترش یافتند. ایسکوباری و جعفری‌نژاد (۲۰۱۶) با استفاده از آزمون‌های SADF و GSADF به بررسی وجود دوره‌های حباب یگانه و حباب‌های چندگانه در چهار شاخص REIT[1] پرداختند. نتایج آن‌ها نشان دهنده وجود حباب‌های سفته‌بازی در شاخص REIT و سه مولفه آن (REITهای دارایی، رهن و ترکیب آن‌ها) است. نصراللهی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی حباب‌های چندگانه بازار طلا با استفاده از این روش پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که قیمت طلا در حداقل ۳۹٪ بازه مورد مطالعه حبابی بوده است. همچنین وجود حباب‌های چندگانه در این بازار نیز تأیید شد.

پس از بحران مالی آمریکا در سال ۲۰۰۸ و سرایت بحران مالی به سایر کشورها، مبحثی در ادبیات اقتصادی به عنوان سرایت حباب از بازاری به بازار دیگر و از کشوری به کشور دیگر مطرح شد. در واقع مطالعات مالی اخیر از یک سو بر اثرات همگرایی و آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی و تنوع پرتفوی و از سوی دیگر بر بحران‌های مالی جهانی رخ داده پس از بحران اخیر مالی آمریکا متمرکز شده‌اند. بر مبنای مطالعات انجام شده بیان می‌شود که همگرایی و آزادسازی مالی بدین معنی است که شرکت‌ها دسترسی نامحدودی به منابع مالی خارجی دارند (نیام، ۲۰۱۶). به عنوان مثال شرکت‌ها می‌توانند سهام یا اوراق قرضه را در بازارهای مالی بین‌المللی عرضه کنند. با توجه به دسترسی آزاد به منابع مختلف مالی، شرکت‌ها قادر به سرمایه‌گذاری با هزینه‌های پایین خواهند بود و اگر بازارهای مالی به گونه‌ای باشند که آزاد نباشند و مجبور به افزایش سرمایه در سطح محلی شوند، آن‌گاه هزینه سهام آن‌ها احتمالاً بالاتر از شرکتی با دسترسی نامحدود به بازارهای سرمایه بین‌المللی خواهد شد. بنابراین انتظار می‌رود که محدود کردن بازار سرمایه منجر به افزایش هزینه نهایی دارایی شرکت‌ها و در نتیجه افزایش نرخ بهره کل و کاهش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی شود. بخش عمده مطالعات تجربی بر عواقب سرایت نوسان‌های مالی بر توقف جریان سرمایه خارجی به عنوان نتیجه‌ای از یک بحران مالی متمرکز شده است. برای مثال آدلمن و یلدان[2] (۲۰۰۰) اثر وجود چرخه سرایت نوسان در شرق آسیا را بر GDP کشورهای نوظهور در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که سرمایه‌گذاری ثابت در این منطقه تا ۷/۹ درصد کاهش یافته است، در حالی که GDP به دلیل وجود اثر سرایت نوسان

[1]. Real Estate Investment Trust
[2]. Adelman & Yeldan (2000)

۷/۸ درصد کاهش یافته است و این در حالی است که اثرات بلندمدت بحران نیز نتیجه‌ای از کاهش نرخ تجمع سرمایه بوده است. در مطالعه‌ای مشابه کالوو و مندوزا (۲۰۰۰) تلاش کردند تا پیامدهای آزادسازی حساب سرمایه را بر ناکارایی اطلاعات و تعادل چندگانه اندازه‌گیری نماید. در این مطالعه نشان داده شد که شایعه کاهش بازده انتظاری سهام مکزیک از ۲۲/۴ درصد به سطح میانگین سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (OECD)، منجر به حاشیه‌ای برابر با ۲۰ میلیارد دلار یا کاهش سهم سبد سرمایه‌گذاری جهانی در مکزیک تا ۴۰ درصد شده است. از این منظر هزینه‌های بی‌ثباتی اقتصادی در کشورهای نوظهور قابل توجه است که اغلب از طریق منابع خارجی بانک مرکزی نیز تامین می‌شود. به عنوان مثال هاتکیسون و نوی[1] (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های پانل طی دوره ۱۹۹۷-۱۹۷۵ و پوشش ۲۴ اقتصاد نوظهور دریافتند که زیان ناشی از توقف ناگهانی تولید کل در جریان سرمایه حدود ۱۳ تا ۱۵ درصد GDP در یک دوره ۳ ساله خواهد بود.

در سمت دیگر مطالعات، ادبیات قابل ملاحظه‌ای در مورد سرایت و انتقال نوسان خصوصاً پس از بحران ۱۹۹۷ آسیا وجود دارد. به عنوان مثال گونزالز- هرموسیلو و هسی[2] (۲۰۱۱) انتقال نقدینگی در بازارهای دارایی مختلف را مورد بررسی قرار دادند. شناسایی کانال‌های انتقال شوک در بین کشورها نیز در مطالعات دانگی و همکاران[3] (۲۰۰۵) و برینی و همکاران[4] (۲۰۰۸) مورد بررسی قرار گرفته است که در آن‌ها سرایت نوسان از بازارهای توسعه‌یافته به نوظهور بررسی و تغییرات آن‌ها طی دوره‌های بحران را بررسی کرده‌اند. به طور مشابه دیگر مطالعات، سرایت نوسان از بازاری به بازار دیگر و از کشوری به سایر کشورها را مورد بررسی قرار دادند که از این میان می‌توان به کالوو و همکاران (۲۰۰۹) و کامینیسکی و رینهارت[5] (۲۰۰۳) اشاره کرد. آن‌ها بیان می‌کنند که وقتی کشوری از یک بحران مالی عمیق رنج می‌برد، سایر کشورها از این موضوع مصون نخواهند بود. بر اساس این مطالعات با وقوع نوسان در یک بازار و شروع بحران، نرخ‌های بهره داخلی افزایش یافته، شرایط قرض گرفتن در بازارهای سرمایه بین‌المللی بدتر می‌شود و قیمت‌های دیگر دارایی‌ها مثل سهام و املاک کاهش می‌یابد.

1. Hutchison & Noy (2006)
2. Gonzalez-Hermosillo & Hesse (2011)
3. Dungey (2005)
4. Beirne (2008)
5. Kaminsky & Reinhart (2003)

از آن‌جا که فراگیر شدن بحران در یک کشور می‌تواند تبعات زیادی برای کشور در بر داشته باشد و عدم ریشه‌یابی آن منجر به تداوم بحران در کشور خواهد شد، نیاز به بررسی امکان سرایت حباب بین بازارهای موازی ضروری می‌نماید. از طرفی بررسی مطالعات داخلی حاکی از این است که تاکنون امکان سرایت حباب بین بازارهای مالی مختلف مورد بررسی قرار نگرفته است؛ از این رو مطالعه حاضر سعی در بررسی آن بین بازارهای ارز و بورس دارد.

۵- روش تحقیق

مدل قیمت‌گذاری با عامل تنزیل ثابت زیر را در نظر بگیرید:

$$P_t = \frac{1}{1+r_f} E_t (P_t + D_{t+1}) \qquad (۱)$$

که:

P_t: قیمت پس از تقسیم سود دارایی[1] در زمان t،

D_{t+1}: بازپرداخت (سود) دریافت شده از دارایی در زمان t+1،

E_t: عملگر انتظارات ناشی از اطلاعات تا زمان t

r_f: نرخ بهره بدون ریسک و ثابت

معادله (۱) یک معادله تفاضلی مرتبه اول خطی است. با حل این معادله به صورت بازگشتی، رابطه (۲) برای قیمت به عنوان تابعی از جریان انتظاری درآمدهای آتی به دست خواهد آمد:

$$P_t = \sum_{i=0}^{\infty} (\frac{1}{1+r_f})^i E(D_{t+1}) + B_t \qquad (۲)$$

با تعریف قیمت پایه دارایی به عنوان مجموع تنزیل شده بازپرداخت‌های آتی انتظاری، یعنی $P_t^F = \sum_{i=0}^{\infty} (1/1+r_f)^i E_t (D_{t+i})$، عنصر حباب را می‌توان از معادله (۲) به صورت $B_t = P_t - P_t^F$ تعریف کرد. دیبا و گروسمن (۱۹۸۸) نشان دادند که این عنصر حباب دارای رفتاری انفجاری است:

[1]. After-Dividend Price of the Asset

$$E_t(B_{t+1}) = (1+r_f)B_t \quad (۳)$$

توجه به این نکته مهم است که در این حالت حباب‌ها، حتی تحت فرض انتظارات عقلایی می‌توانند افزایش یابند؛ که این با روش‌های اقتصاد رفتاری و مالی رفتاری بسیار متفاوت است. برای آزمون تجربی وجود حباب‌های عقلایی، فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) استفاده از آزمون‌های اقتصادی را برای نرخ قیمت- سود (P_t/D_t) پیشنهاد دادند؛ چرا که این نرخ در نبود حباب نمی‌تواند رفتار انفجاری از خود نشان دهد (گورکاینا‌ک[1]، ۲۰۰۸).

لازم به ذکر است که مدل قیمت‌گذاری دارایی که در آزمون‌های بررسی حباب در این‌جا استفاده شده است، برخی از قیود را بر نتایج آماری نرخ قیمت- اجاره تحمیل خواهد کرد. کاهش قیود تحمیلی به مدل می‌تواند بر نتایج آماری فرآیند قیمت اثرگذار باشد. برای مثال، وجود عامل تنزیل زمان متغیر، حتی اگر حباب‌های عقلایی رخ ندهد، ممکن است برای مدتی منجر به رفتار ملایم انفجاری برای این نرخ شود.

این مطالعه دوره‌هایی با طول مشخص را بررسی کرده و سرایت حباب بین بازارهای ارز و سهام را مورد بررسی قرار خواهد داد. روش اقتصادی مورد استفاده در این مطالعه مبتنی بر آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته[2] است، که با استفاده از رگرسیون خطی زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta p_t = \mu + (\rho - 1)p_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\Delta p_{t-k} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

که p_t نشان دهنده نرخ قیمت- سود، ε_t جمله خطای i.i.d. و μ نمایش دهنده عنصر ثابت قطعی است. فرض صفر این است که ریشه واحد وجود دارد و فرض مقابل مبتنی بر وجود رفتار انفجاری در نرخ قیمت- سود می‌باشد. روش مورد استفاده در این مطالعه شامل محاسبه این آزمون از طریق رگرسیون‌های بازگشتی چندگانه است که هم از نظر تعداد مشاهدات و هم از نظر تاریخ شروع تخمین متغیر است.

آماره GSADF، فرم تعمیم‌یافته آزمون‌های سوپریمم ADF یا سوپریمم مجموعه آزمون‌های ADF منطبق با تاریخ‌های شروع مختلف در پنجره‌ها است. آماره GSADF برای آزمون وجود حداقل یک حباب در کل دوره نمونه مورد استفاده قرار می‌گیرد. در راستای تخمین تاریخ شروع

[1]. Gürkaynak (2008)
[2]. Augmented Dickey-Fuller (ADF) Unit RootTest

و پایان هر حباب، آماره BSADF نسبت به تعداد مشاهدات برای هر مشاهده پایانی در هر رگرسیون محاسبه خواهد شد. سپس سری‌های به دست آمده از آماره ADF با سری‌های با مقادیر بحرانی مناسب مقایسه خواهد شد.

در این مطالعه برای محاسبه آماره‌های GSADF و BSADF از مطالعه فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) استفاده شده است. در این راستا از حداقل اندازه پنجره با ۲۴ فصل استفاده شده و مقادیر بحرانی برای هر آزمون با اجرای شبیه‌سازی مونت کارلو به دست خواهد آمد. برای تحلیل سرایت حباب از یک بخش به بخش دیگر اقتصاد، از روش ارائه شده توسط فیلیپس و یو (۲۰۱۱) استفاده شده است. به طور دقیق‌تر، وقتی وجود حباب تایید شد، تداوم هر سری زمانی با استفاده از فرایند AR(1) در روش بازگشتی محاسبه خواهد شد.

فرض کنید دنباله $\{X_t\}$ و $\{Y_t\}$ دو فرآیند تصادفی[1] باشند. در این دو فرآیند تصادفی، $\hat{\theta}_X(\tau)$ و $\hat{\theta}_Y(\tau)$ را ضرایب خودرگرسیونی AR(1) در نظر بگیرید. حباب‌ها با نقاط اوج ضرایب پایدار سری زمانی مرتبط می‌شوند. برای امکان‌پذیری آزمون سرایت حباب‌ها در یک بازه زمانی، باید لحظاتی که $\hat{\theta}_X(\tau)$ و $\hat{\theta}_Y(\tau)$ به ماکزیمم موضعی خود می‌رسند، شناسایی شوند. بنابراین رگرسیون زیر باید تخمین زده شود:

$$\theta_Y(\tau)-1=\beta_{0n}+\beta_{1n}(\theta_X(\tau)-1)(\frac{\tau-\tau_{pX}}{m})+error \qquad (۵)$$

در معادله (۵)، τ نشان دهنده دوره تخمین، τ_{pX} لحظه‌ای است که در آن $\hat{\theta}_X(\tau)$ به ماکزیمم موضعی دست پیدا می‌کند و m نمایش دهنده طول دوره تخمین است. فرضیه مورد بررسی در این‌جا $H_0:\beta_{1n}=0$ و $H_1:B_{1n}\neq 0$ است و آماره آزمون متناظر با آن به صورت زیر خواهد بود:

$$Z_\beta=\frac{\hat{\beta}_{1n}}{a\log(m)} \qquad (۶)$$

مقادیر بحرانی منطبق با این آزمون، مقادیری با توزیع نرمال استاندارد هستند. در این مطالعه با الگوبرداری از مطالعه فیلیپس و یو (۲۰۱۱)، a=1/3 برای حالت نرمال در نظر گرفته شده است. با

[1]. Stochastic Processes

این وجود اگر از سایر مقادیر مثل a=3 یا a=1 برای نرمال‌سازی استفاده شود، نتایج از نظر کیفی یکسان خواهند بود.

۶- یافته‌های تحقیق

این مطالعه برای کشف حباب از چهار آزمون مبتنی بر دیکی فولر استفاده می‌کند که عبارتند از: دیکی فولر تعمیم یافته استاندارد، دیکی فولر پنجره غلتان[1]، سوپریموم دیکی فولر[2] و سوپریموم دیکی فولر تعمیم‌یافته[3]. رد فرضیه صفر در هر کدام از این آزمون‌ها، گواهی بر وجود یک حباب قیمت در دارایی است. بعد از اطمینان از حبابی بودن بازار، با استفاده از آزمون *GSADF* تاریخ‌های وقوع حباب در دو بازار ارز و سهام مشخص خواهد شد؛ در نهایت با استفاده از روش گومزگونذالس و همکاران[4] (۲۰۱۸)، به بررسی سرایت حباب میان بازار ارز و سهام پرداخته می‌شود. در این چارچوب از متغیرهای «نرخ برابری یک دلار بر حسب ریال میانگین بازار آزاد» به عنوان شاخص بازار ارز و همچنین «شاخص کل بورس تهران» به عنوان شاخص بورس اوراق بهادار تهران استفاده می‌شود. شاخص‌های به کار رفته به صورت ماهانه و مرتبط با دوره زمانی (۱۳۸۷:۰۱-۱۳۹۶:۱۲) از بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت امور اقتصادی و دارایی استخراج شده است.

۶-۱- کشف و تاریخ‌گذاری حباب

در جدول (۱)، فرض صفر آزمون‌های کشف حباب مبتنی بر ریشه واحد و فرض مقابل مبتنی بر وجود حباب است. به طور کلی نتایج در هر چهار آزمون، بیانگر رد فرضیه وجود ریشه واحد هستند. به عبارت دیگر نتایج، وجود حباب در بازارهای ارز و بورس اوراق بهادار تهران را در دوره زمانی مورد بررسی تأیید می‌کند.

جدول ۱: آزمون‌های کشف حباب

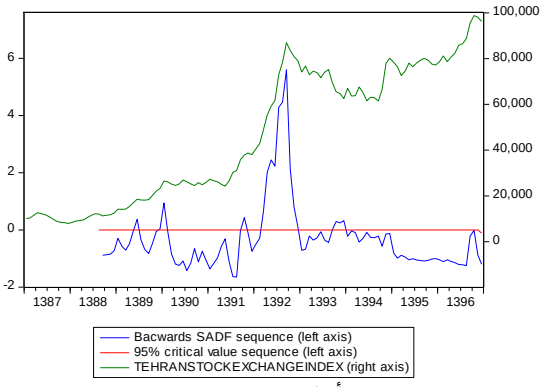
آماره شاخص	ADF	RADF	SADF	GSADF
شاخص کل بورس تهران	۰/۱۶ (۰/۰۲)	۶/۵۱ (۰/۰۰)	۵/۵۹ (۰/۰۰)	۵/۵۹ (۰/۰۰)
نرخ برابری یک دلار بر حسب ریال میانگین بازار آزاد	۰/۲۰ (۰/۰۲)	۴/۶۰ (۰/۰۰)	۷/۸۶ (۰/۰۰)	۷/۸۶ (۰/۰۰)

*مقادیر داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال (*P value*) است.

مأخذ: محاسبات پژوهش

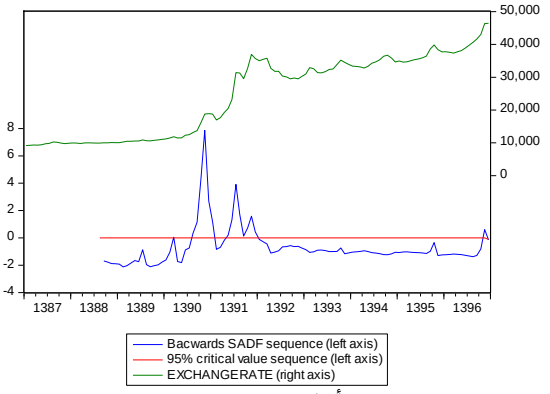
[1]. Rolling Window ADF
[2] .Supremum ADF (SADF)
[3]. Generalized SADF (GSADF)
[4]. Gomez-Gonzalez (2018)

در ادامه، محدوده زمانی حباب مشخص می‌شود. در نمودار (۲) و (۳) منحنی فوقانی (سبز) نشان‌دهنده شاخص مورد نظر (شاخص کل بورس تهران و شاخص نرخ ارز)، منحنی میانی (قرمز) نشان‌دهنده مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪ و منحنی تحتانی (آبی) نشان‌دهنده آماره‌ی آزمون *GSADF* است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: تاریخ‌گذاری حباب در بازار بورس تهران



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: تاریخ‌گذاری حباب در نرخ بازار ارز غیر رسمی

نحوه تاریخ‌گذاری بدین صورت است که با توجه به نمودار قیمت واقعی، آماره آزمون بدست می‌آید. برای تصمیم‌گیری نیز منحنی مقادیر بحرانی ترسیم می‌شود. حال اگر آماره آزمون از مقدار بحرانی تعیین شده فراتر رود؛ به معنی وقوع حباب خواهد بود. در این حالت اولین باری که منحنی آبی فراتر از مقادیر بحرانی برود، شروع دوره حبابی است و زمانی که دوباره به زیر مقدار

بحرانی برگردد، تاریخ محو کامل حباب فرا رسیده است. محدوده حباب از زمان پیدایش تا محو کامل را شامل می‌شود. پس از پیدایش حباب، این فرآیند به رشد خود ادامه داده تا در نهایت به اوج خود رسیده و منفجر می‌شود. حباب‌ها پس از انفجار، به یکباره از بین نمی‌روند ولی شروع به تعدیل خود می‌کنند. این تعدیل ممکن است منجر به فروپاشی کامل حباب شود (که در آن صورت حباب یگانه نامیده می‌شود) و یا در حالت دیگر، ممکن است قبل از فروپاشی کامل حباب، حباب دیگری شکل بگیرد که حتی از حباب قبلی نیز بزرگتر باشد (که در آن صورت به آن دوره، دوره حباب چندگانه گفته می‌شود). نمودارهای (۲) و (۳)، به صورت گرافیکی دوره‌هایی را نشان می‌دهد که حباب‌های بازار ارز و بازار اوراق بهادار تهران شناسایی شده‌اند. بررسی تاریخ‌های بازه حباب در دوره مورد بررسی نشان می‌دهد که اولین حباب در بازار اوراق بهادار تهران رخ داده است (۰۵: ۱۳۸۹– ۰۷: ۱۳۸۹). این حباب در مهر ۱۳۸۹ به اوج خود رسیده و سپس شروع به ریزش می‌کند. پس از حدود پنج ماه، مجدداً بازار اوراق بهادار حبابی می‌شود (۱۲: ۱۳۸۹– ۰۲: ۱۳۹۰). حباب دوم بازار اوراق بهادار تهران، در فروردین ۱۳۹۰ به اوج خود رسیده و سپس شروع به ریزش می‌کند و در اردیبهشت ماه همان سال محو می‌شود. کارشناسان بازار سرمایه نظرات مختلفی در مورد رشد ۸۵ درصدی شاخص بورس اوراق بهادار تهران در سال ۸۹ و بازدهی ۲۱۴ درصدی از ابتدای سال ۸۸ تا ابتدای سال ۱۳۹۰ ارائه کرده‌اند. عده‌ای معتقدند افزایش قیمت جهانی محصولات، سودآوری و چشم‌انداز مناسب شرکت‌ها عامل اصلی رشد شاخص بوده است؛ عده‌ای دیگر (با توجه به بازدهی ۷۷ درصدی بورس در مقایسه با بازدهی‌های مسکن به طور متوسط ۱/۲– درصد، بازار طلا ۲۲/۴ درصد، بازار ارز ۳/۹ درصد و متوسط سود بانکی ۱۴/۲ درصد) نیز معتقدند رکود در بازارهای جایگزین و سرازیر شدن نقدینگی دارندگان پس‌انداز به سمت بورس موجب حبابی شدن قیمت سهام شده است. از ابتدای سال ۸۹ همزمان با افزایش قیمت‌های جهانی مواد اولیه و خروج نسبی کشورهای اروپایی و آمریکایی از بحران مالی جهانی، شاخص به سرعت صعودی خود افزود؛ در این سال تمام نماگرهای بورس تهران از قبیل ارزش معاملات، حجم معاملات، شاخص بورس، گردش معاملات، تعداد دفعات معاملات، میزان بازده سرمایه‌گذاری و ارزش بورس تهران به‌طور پیاپی رکوردهای جدیدی ثبت کرد که در طول تاریخ بورس بی‌سابقه بود.

در خرداد ماه ۱۳۹۰، حباب اول در بازار ارز آشکار می‌شود. عمر این حباب بسیار کوتاه است به طوری‌که ظرف کمتر از یک‌ماه به اوج خود رسیده و محو می‌شود. از دلایل این حباب می‌توان به

قطعنامه‌های ۱۹۲۹ و ۱۹۸۴ شورای امنیت سازمان ملل در تاریخ ۱۳۹۰/۰۳/۱۹ اشاره کرد. به نظر می‌رسد محدودیت ارزی دولت عامل اساسی حباب در بازار ارز است. زمانی که دولت در فروش نفت با محدودیت مواجه نباشد، با فروش نفت و دریافت ارز می‌تواند بازار را کنترل کند؛ اما بروز مشکلاتی مانند تحریم و در پی آن کاهش صادرات نفت (همراه با بلوکه شدن پول) منجر به آن می‌شود که پول فروش نفت به سرعت باز نگردد و در نتیجه دولت به دلیل کاهش منابع ارزی، در کنترل بازار با مشکل مواجه شود؛ از طرف دیگر ترس از کاهش ارزش پول ملی موجب هجوم سفته‌بازان به بازار ارز می‌شود. به بیان دیگر، وقتی تورم در مقایسه با سایر کشورها افزایش پیدا کند و دولت اصرار بر تثبیت قیمت دلار داشته باشد؛ سفته‌بازان بازار با پیش‌بینی آینده سیاسی، درخواهند یافت که پول ملی ارزش خود را به زودی از دست خواهد داد لذا تقاضای دلار افزایش می‌یابد و دولت به دلیل مشکلات ناشی از تحریم، قادر به کنترل بازار نخواهد بود.

با توجه به نزدیکی تاریخ پایان حباب در بازار اوراق بهادار و شروع حباب بازار ارز به نظر می‌رسد که در بازه مورد بررسی، حباب دوم از بازار اوراق بهادار به بازار ارز سرایت کرده و منجر به اولین حباب در بازار ارز گردیده است. در این چارچوب فرضیه اول به صورت زیر تعریف می‌شود:

فرضیه اول: حباب دوم بازار اوراق بهادار تهران، به بازار ارز سرایت کرده و منجر به بروز حباب اول در بازار ارز شده است. هر چند این اثر سرریز حبابی از بورس به بازار ارز بسیار ناچیز بوده است.

بازار ارز در آبان ۱۳۹۰ دوره دوم حبابی خود را آغاز می‌کند، این حباب در بهمن ۱۳۹۰ به اوج خود رسیده و پس از آن شروع به ریزش می‌کند و در نهایت بازار ارز در اردیبهشت سال ۱۳۹۱ بدون حباب می‌شود (۰۸: ۱۳۹۰-۰۲: ۱۳۹۱)؛ اما بازار ارز مدت زمان زیادی بدون حباب نمی‌ماند و پس از دو ماه، مجدداً حبابی می‌شود. حباب سوم بازار ارز در یک فرآیند صعودی در ماه آذر به اوج خود رسیده و سپس فرآیند ریزش آغاز می‌شود و در فروردین ۱۳۹۲ بازار ارز بدون حباب می‌شود (۰۴: ۱۳۹۱-۰۱: ۱۳۹۲). دلایل بروز حباب در بازار ارز را می‌توان در بازار سهام جستجو کرد. رشد شاخص بورس تهران در سال ۹۰ در حالی به ۱۱ درصد محدود شد که این شاخص در سال ۸۹ با رشد ۸۵ درصدی مواجه شد. پس از بازدهی بالا در سال‌های ۸۸ و ۸۹، از ابتدای سال ۹۰ بازار سهام شاهد انفجار حباب قیمتی است؛ به طوری که تا نیمه‌های سال ۹۱، بازار بورس دچار رکود شده و طی این مدت سودی نصیب سهامداران نشده است. اما طی این دوره بازدهی بازار ارز ۶۹ درصد بوده است. وجود بازارهای جایگزین تأثیر محسوسی بر رشد و سقوط قیمت‌های بازار

سهام دارد. بدین گونه که با شروع دوران رونق در بازار ارز، جذابیت بازار سهام کاهش یافته و هر چه این رونق افزایش یابد؛ سرمایه‌گذاران بیشتر و بیشتری جذب خواهد کرد. از آن‌جا که تغییر قیمت در بازار ارز همزمان با عدم رشد بازار بورس در سال ۹۰ رخ داده است؛ می‌توان آن را از عوامل اصلی عدم رشد این بازار تلقی کرد[1]. در این دوره هجوم سفته‌بازان و نقدینگی به سمت بازار ارز و ناتوانی دولت در تثبیت نرخ ارز باعث رشد افسار گسیخته نرخ دلار شد. لذا بازارهای موازی بورس موفق به جذب سرمایه (به خصوص بازار نقدینگی سرگردان) شدند و بورس که طی دوره ۸۸ و ۸۹ بازدهی ۷۷ درصدی را تجربه می‌کرد، در این دوره با رشد ۸- درصد مواجه شد. خروج نقدینگی بورس و هجوم آن به سمت بازار ارز با توجه به تلاقی این دوره با تحریم‌های اقتصادی ایران، کاملاً عقلانی به نظر می‌رسد. حباب سوم بازار بورس اوراق بهادار تهران در دی ماه ۱۳۹۱ تشکیل می‌شود، سپس در ماه بعد به اوج خود رسیده و پس از آن در فرآیند ریزشی، در بهمن ماه ۱۳۹۱ محو می‌شود (۰۹: ۱۳۹۱-۱۱: ۱۳۹۱)؛ اما پس از سه ماه مجدداً حبابی می‌شود. در واقع حباب چهارم بازار اوراق بهادار، در اردیبهشت سال ۱۳۹۲ متولد و شروع به رشد می‌کند. حباب چهارم بازار اوراق بهادار در آذر ۱۳۹۲ به اوج خود رسیده و پس از آن فرآیند ریزش آغاز می‌شود، به طوری که بازار در اسفندماه همان سال، بدون حباب می‌شود (۰۲: ۱۳۹۲-۱۲: ۱۳۹۲). تولد حباب چهارم بازار اوراق بهادار، تقریباً مصادف با محو حباب سوم بازار ارز است؛ لذا به نظر می‌رسد که سفته‌بازان با شروع فرآیند ریزش حباب سوم بازار ارز، به تدریج از بازار ارز خارج شده و به بازار اوراق بهادار سرازیر شده‌اند. در این چارچوب، به نظر می‌رسد که حباب سوم بازار ارز به بازار اوراق بهادار سرایت کرده و منجر به سومین حباب در بازار اوراق بهادار شده است. در این چارچوب، به نظر می‌رسد که شوک ارزی سال ۱۳۹۱ منشأ ایجاد بحران مسری شده است؛ بدین صورت که شوک ارزی ابتدا موجب افزایش نرخ تورم می‌شود. افزایش نرخ تورم نیز موجب افزایش قیمت کالاهای مصرفی و مواد اولیه مصرفی شرکت‌ها و در نتیجه شوک هزینه این شرکت‌ها می‌شود. شوک‌های هزینه‌ای نیز آغازی برای ریزش تدریجی و در نهایت ایجاد صف‌های فروش قابل توجه و همچنین افزایش ترس در بازار و هجوم خریداران پیشین برای خروج هرچه سریع‌تر از بازار می‌شود. لازم به ذکر است که سرکوب شدید مالی در این دوره یکی دیگر از عوامل اثرگذار بر تشکیل حباب مالی بوده است؛ به طوری که نرخ سود واقعی در این دوره منفی شده و موجب کاهش تمایل سپرده‌گذاری در بانک‌ها و سرازیر شدن منابع به بازارهای

[1]. http://didban.ir/fa/news-details/5104/

موازی شده است. انتخابات ریاست جمهوری سال ۱۳۹۲، می‌تواند به انفجار حباب در بازار بورس کمک کرده باشد زیرا زمان ترکیدن حباب بورس در سال ۱۳۹۲، تقریباً مصادف با جابجایی دولت است. جابه‌جایی دولت همراه با حذف تحریم‌ها موجب تغییر چشم‌انداز فعالان بازار سرمایه و احساس امیدواری نسبت به آینده شد. هیجان شدید در سرمایه‌گذاران، وجود منابع سرگردان زیاد در اقتصاد، پایین بودن نرخ بهره بانکی و رکود سایر بخش‌های اقتصادی باعث شد تا شاخص سهام با رشد ۵۷ درصدی در ۹ ماهه آغازین دولت یازدهم مواجه شود. از دی ماه ۹۲ با فروکش کردن هیجانات، رشد منفی بورس نیز شروع می‌شود. در مهر و آبان ۹۳ با نزدیک شدن به زمان ۳ آذر که توسط گروه ۵+۱ و ایران، به عنوان سررسید مذاکرات تعیین شده بود، بازار رشد را تجربه کرد اما تمدید مذاکرات، موجب تقویت رشد منفی بورس شد. مجددا با رسیدن به زمان دوم مذاکرات و پس از بیانیه لوزان بازار با رشد مواجه شد اما بلافاصله به رشد منفی خود بازگشت. با نزدیک شدن به ۹ تیر ۹۴ که در بیانیه لوزان به عنوان ضرب‌الاجل رسیدن به تفاهم اعلام شده بود، رشد مجدد بازار سهام آغاز شد. در این چارچوب فرضیه دوم به صورت زیر تعریف می‌شود:

فرضیه دوم: حباب سوم بازار ارز، به بازار اوراق بهادار سرایت کرده و منجر به بروز حباب چهارم در بازار اوراق بهادار شده است؛ به علاوه این اثر سرریز حبابی بسیار قوی عمل کرده است. نمودار (۲) نشان می‌دهد که حباب پنجم بازار اوراق بهادار تهران در آذر ۱۳۹۳ متولد شده است؛ و در بهمن همان سال به اوج خود رسیده و سپس در فرودین سال بعد، بازار بدون حباب می‌شود (۰۹: ۱۳۹۳-۰۱: ۱۳۹۴).

همچنین نمودار (۳) نشان می‌دهد که حباب چهارم بازار ارز در بهمن ۱۳۹۶ تشکیل می‌شود و سپس در همان ماه به اوج خود رسیده و سپس پس از مدت کوتاهی بازار در اسفندماه بدون حباب می‌شود (۱۱: ۱۳۹۶-۱۲: ۱۳۹۶).

به نظر می‌رسد که انتظارات تورمی و بی‌ثباتی اقتصادی از عوامل مهم بروز حباب در بازار ارز هستند. تحولات سیاست پولی دولت و تحولات سیاسی مستقیماً بر انتظارات تورمی اثر گذاشته و در نتیجه بر تجارت اقتصادی مؤثرند. با توجه به اثرات بر جا مانده از تحریم‌های ایران، خصوصاً تحریم‌های بانکی و عدم حضور بانک‌های بزرگ بین‌المللی با ایران (که بانک‌های کوچک‌تر هم از آن ها تأسی می‌کنند)، مبادلات بانکی با ایران کاهش یافته که این موضوع منجر به بی‌ثباتی در اقتصاد می‌شود که نتیجه مستقیم آن، افزایش قیمت دلار است.

بررسی تاریخ حباب‌های آخر هر دو بازار نشان می‌دهد که یک فاصله حدوداً دو ساله بین حباب پنجم بازار اوراق بهادار و حباب چهارم بازار ارز وجود دارد، لذا بحث سرایت مستقیم حباب میان دو بازار موضوعیت ندارد.

با توجه به مباحثی که حول تاریخ‌گذاری حباب صورت گرفت، جدول (۲) محدوده زمانی وقوع حباب در بازار ارز و بورس اوراق بهادار تهران را ارائه می‌کند. در ادامه با توجه به فرضیات مطرح شده، مبحث سرایت حباب میان دو بازار ارز و اوراق بهادار تهران دنبال می‌شود.

جدول ۲: محدوده زمانی وقوع حباب

	دوره حبابی	ساختار حباب	زمان شروع	زمان محو کامل
بازار ارز	دوره حبابی اول	یگانه	۱۳۹۰/۰۳	۱۳۹۰/۰۳
	دوره حبابی دوم	یگانه	۱۳۹۰/۰۸	۱۳۹۱/۰۲
	دوره حبابی سوم	چندگانه	۱۳۹۱/۰۴	۱۳۹۲/۰۱
	دوره حبابی چهارم	یگانه	۱۳۹۶/۱۱	۱۳۹۶/۱۲
بورس اوراق بهادار تهران	دوره حبابی اول	یگانه	۱۳۸۹/۰۵	۱۳۸۹/۰۷
	دوره حبابی دوم	یگانه	۱۳۸۹/۱۲	۱۳۹۰/۰۲
	دوره حبابی سوم	یگانه	۱۳۹۱/۰۹	۱۳۹۱/۱۱
	دوره حبابی چهارم	چندگانه	۱۳۹۲/۰۲	۱۳۹۲/۱۲
	دوره حبابی پنجم	چندگانه	۱۳۹۳/۰۹	۱۳۹۴/۰۱

مأخذ: محاسبات پژوهش

۶-۲- سرایت حباب

در این قسمت فرضیه‌های مطرح شده در قسمت قبل، مطابق با آزمون رابطه (۶) بررسی می‌شوند. مقادیر بحرانی آزمون رابطه (۶)، مقادیری با توزیع نرمال استاندارد هستند. در این مطالعه با الگوبرداری از مطالعه فیلیپس و یو (۲۰۱۱)، a=1/3 برای حالت نرمال در نظر گرفته شده است. نتایج در جدول (۳) گزارش شده است. بر اساس نتایج به دست آمده از این قسمت، دو فرضیه تحقیق مبنی بر سرایت حباب از بازار اوراق بهادار تهران به بازار ارز (هر چند به شکلی ضعیف)؛ و همچنین سرایت حباب از بازار ارز به بازار اوراق بهادار تهران (با یک اثر قوی) مورد پذیرش قرار گرفته‌اند.

جدول ۳: سرایت حباب

فرضیه	منشأ حباب (تاریخ) ← سرایت حباب (تاریخ)	آماره آزمون	نتیجه
۱	بورس اوراق بهادار تهران (۱۲/ ۱۳۸۹- ۰۲/ ۱۳۹۰) ← بازار ارز (۰۳/ ۱۳۹۰- ۰۳/ ۱۳۹۰)	۱۸/۵۶	پذیرش
۲	بازار ارز (۱۳۹۱/۰۴- ۱۳۹۲/۰۱) ← بورس اوراق بهادار تهران (۱۳۹۲/۰۲-۱۳۹۲/۱۲)	۳/۷۶	پذیرش

مأخذ: محاسبات پژوهش

به عبارت بهتر فرضیه اول تحقیق دال بر سرایت حباب دوم بازار اوراق بهادار تهران به بازار ارز و بروز حباب اول در بازار ارز و همچنین فرضیه دوم تحقیق مبنی بر سرایت حباب سوم بازار ارز به بازار اوراق بهادار و بروز حباب چهارم در بازار اوراق بهادار تایید می‌شوند. بر این اساس می‌توان سرایت حباب بین دو بازار ارز و اوراق بهادار را تایید نمود.

۷- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی

مطالعات انجام شده در حیطه بازارهای مالی، شواهد قابل ملاحظه‌ای از رفتار و منبع نوسان بازار دارایی‌های مالی ارائه کرده‌اند. این شواهد حاکی از آن است که نوسانات در میان دارایی‌ها، دوره‌های زمانی و کشورها متفاوت است. از این منظر بازارهای بین‌المللی سهام آن‌چنان به هم وابسته هستند که می‌توانند منجر به سطوح بالای جریان سرمایه بین کشورها و همچنین نوسان بین بازارهایی که ارتباطی با هم ندارند، شوند؛ به گونه‌ای که وقوع حباب در یک بازار به بازاری دیگر منتقل شده و بازار ثانویه را نیز دچار حباب نماید. یکی از بازارهایی که ارتباط زیادی با سایر بازارهای مالی داشته و احتمال سرایت حباب در آن زیاد است، بازار ارز می‌باشد؛ به طوری که بیان می‌شود که با توجه به این‌که سرمایه‌گذاران برای فعالیت در بازارهای مالی بین‌المللی نیاز به ارزهای خارجی دارند، نوسان نرخ ارز می‌تواند بر نوسان بازارهای دارایی چون سهام اثرگذار باشد. از این رو مطالعه حاضر بر آن شد تا به بررسی سرایت حباب از بازار ارز به بازار اوراق بهادار و بالعکس اقدام نماید. نتایج به دست آمده از این بخش نشان داد که هر دو بازار هدف حبابی بودند. بازار اوراق بهادار در بازه‌های ۰۵: ۱۳۸۹ تا ۰۷: ۱۳۸۹، ۱۲: ۱۳۸۹ تا ۰۲: ۱۳۹۰، ۰۹: ۱۳۹۱ تا ۱۱: ۱۳۹۱، ۰۲: ۱۳۹۲ تا ۱۲: ۱۳۹۲ و ۰۹: ۱۳۹۳ تا ۰۱: ۱۳۹۴ حبابی بوده است که حباب‌های چهارم و پنجم چندگانه بوده‌اند. در مورد بازار ارز نیز در بازه‌های زمانی ۰۳: ۱۳۹۰ تا ۰۳: ۱۳۹۰، ۰۸: ۱۳۹۰ تا ۰۲: ۱۳۹۱، ۰۴: ۱۳۹۱ تا ۰۱: ۱۳۹۲ و ۱۱: ۱۳۹۶ تا ۱۲: ۱۳۹۶ حباب رخ داده است که تنها حباب رخ داده در دوره سوم از نوع چندگانه بوده است. سپس سرایت حباب از هرکدام از بازارها به بازار دیگر بررسی و دو فرضیه مطرح شد که فرضیه اول مبنی بر سرایت حباب دوم بازار اوراق بهادار تهران به بازار ارز و بروز حباب اول در بازار ارز و فرضیه دوم مبنی بر سرایت حباب سوم بازار ارز به بازار اوراق بهادار و بروز حباب چهارم در بازار اوراق بهادار تایید شدند. به علاوه بضاعت انتقال حباب از بازار ارز به بورس به مراتب قوی‌تر بوده است.

بر اساس یافته‌های به دست آمده از تحقیق سرایت حباب از بازار ارز به بازار اوراق بهادار و تا حد ضعیف‌تری بصورت معکوس تایید شده است که این حاکی از ارتباط این دو بازار و اثرگذاری مضاعف آن‌ها بر اقتصاد کشور است. به عبارت بهتر وقوع حباب در بازاری چون ارز به‌طور بالقوه قادر به اثرگذاری قوی بر بازار دیگری چون بورس اوراق بهادار تهران است.

با توجه به آن‌که تحولات سیاسی اخیر به ویژه خروج رسمی امریکا از توافق هسته‌ای و تحریم‌های اقتصادی جدید باعث فشار جدیدی بر اقتصاد ایران خواهد شد (به ویژه آن‌که در بسته تحریمی جدید، خرید دلار از سوی دولت ایران ممنوع می‌شود) به سیاست‌گذار اقتصادی پیشنهاد می‌شود که با پرهیز از برخوردهای قهری؛ نقدینگی سفته‌بازان را به سمت بازارهای موازی به ویژه بازار سهام هدایت کند. برخوردهای قهری دولت این پیام را به عوامل بازار منتقل می‌کند که دیر یا زود، قادر به کنترل بازار نخواهد بود و این باعث هجوم بیشتر مردم، به بازار ارزخواهد شد؛ علاوه بر این شرایط امنیتی بازار نیز باعث می‌شود که فروشندگان هزینه ریسک را به خریدار منتقل کرده و این باعث افزایش قیمت خواهد شد. در این چارچوب دولت می‌تواند با اجتناب از برخوردهای قهری، سعی در جذاب کردن بازارهای موازی داشته باشد و نقدینگی‌های سرگردان را از طریق کانال بورس به خدمت تولید درآورد.

منابع و مآخذ

۱. تهرانی، رضا. و سید خسرو شاهی، سید علی (۱۳۹۶). "انتقال نوسان و اثر متقابل بازارهای سهام، ارز و طلا". چشم انداز مدیریت مالی و حسابداری **۱۸**: ۳۱-۹.

۲. جلالی، ام البنین. و هاتفی مجومرد، مجید (۱۳۹۵). بررسی وجود حباب‌های قیمت در بازار نفت ایران. پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران **۵**(۲۰): ۲۶۰-۲۲۷.

۳. راسخی، سعید. علمی، زهرامیلا. و شهرازی، میلاد (۱۳۹۶). "آزمون حباب‌های چندگانه در بازار ارز ایران: کاربردی از آزمون‌های ریشه واحد RTADF". تحقیقات مدلسازی اقتصادی **۷**(۲۷): ۷-۳۹.

۴. صادقی شریف، سید جلال. اصولیان، محمد. و افشاریان، امیرحسین (۱۳۹۶). "آزمون‌های رفتار حباب انفجاری چندگانه در بورس اوراق بهادار و مسکن ایران (۱۳۹۳-۱۳۷۰)". مدیریت دارایی و تامین مالی **۵**(۴ - شماره پیاپی ۱۹): ۱۴۲-۱۲۹.

۵. نصراللهی، زهرا. جلالی، ام‌البنین. و هاتفی مجومرد، مجید (۱۳۹۵). "حباب‌های چندگانه‌ی بازار طلا: پیدایش، انفجار و محو کامل". مدلسازی اقتصادسنجی **۲**(۱): ۱۱۱-۸۱.

6. Adelman, I. & Yeldan, E. (2000). "The Minimal Conditions for a Financial Crisis: A Multiregional Intertemporal CGE Model of the Asian Crisis". World Development **28**(6): 1087-1100.
7. Baele, L. (2003). *Volatility Spillover Effects in European Equity Markets*, Tilburg, Tilburg University.
8. Beirne, J. Caporale, G. M. Schulze-Ghattas, M. & Spagnolo, N. (2013). "Volatility Spillovers and Contagion from Mature to Emerging Stock Markets". Review of International Economics **21**(5): 1060-1075.
9. Bekaert, G. & Harvey, C. R. (1995). "Time-Varying World Market Integration". The Journal of Finance **50**(2): 403-444.
10. Bekaert, G. Ehrmann, M. Fratzscher, M. & Mehl, A. (2014). "The Global Crisis and Equity Market Contagion". The Journal of Finance **69**(6): 2597-2649.
11. Bekaert, G. Harvey, C. R. & Lundblad, C. (2005). "Does Financial Liberalization Spur Growth?". Journal of Financial economics **77**(1): 3-55.
12. Blanchard, O. J. (1979). "Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations". Economics Letters **3**(4): 387-389.
13. Boyson, N. M. Stahel, C. W. & Stulz, R. M. (2010). "Hedge Fund Contagion and Liquidity Shocks". The Journal of Finance **65**(5): 1789-1816.

14. Branson, W. H. (1983). "A Model of Exchange-Rate Determination with Policy Reaction: Evidence from Monthly Data". NBER Working Papers 1135, National Bureau of Economic Research, Inc.
15. Caballero, R. J. Farhi, E. & Gourinchas, P. O. (2008). "Financial Crash, Commodity Prices and Global Imbalances". National Bureau of Economic Research (No. w14521).
16. Calvo, G. A. & Mendoza, E. G. (2000). "Rational Contagion and the Globalization of Securities Markets". Journal of International Economics **51**(1): 79-113.
17. Chkili, W. & Nguyen, D. K. (2014). "Exchange Rate Movements and Stock Market Returns in a Regime-Switching Environment: Evidence for BRICS Countries". Research in International Business and Finance **31**: 46-56.
18. Choi, D. Getmansky, M. & Tookes, H. (2009). "Convertible Bond Arbitrage, Liquidity Externalities, and Stock Prices". Journal of Financial Economics **91**(2): 227-251.
19. De Long, J. B. Shleifer, A. Summers, L. H. & Waldmann, R. J. (1990). "Noise Trader Risk in Financial Markets". Journal of Political Economy **98**(4): 703-738.
20. Deng, Y. Girardin, E. Joyeux, R. & Shi, S. (2017). "Did Bubbles Migrate from the Stock to the Housing Market in China between 2005 and 2010?" . Pacific Economic Review **22**(3): 276-292.
21. Diamond, D. W. & Rajan, R. G. (2005). "Liquidity Shortages and Banking Crises. The Journal of Finance **60**(2): 615-647.
22. Diba, B. T. & Grossman, H. I. (1988a). "Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?" . The American Economic Review **78**(3): 520-530.
23. Diba, B. T. & Grossman, H. I. (1988b). "The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices". The Economic Journal **98**(392): 746-754.
24. Diebold, F. X. & Yilmaz, K. (2009). "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets". The Economic Journal **119**(534): 158-171.
25. Dornbusch, R. & Fischer, S. (1980). "Exchange Rates and the Current Account". The American Economic Review **70**(5): 960-971.
26. Dornbusch, R. Park, Y. C. & Claessens, S. (2000). "Contagion: Understanding how it Spreads". The World Bank Research Observer **15**(2): 177-197.
27. Dungey, M. Fry, R. González-Hermosillo, B. & Martin, V. L. (2005). "Empirical Modelling of Contagion: a Review of Methodologies. Quantitative Finance **5**(1): 9-24.
28. Engle, R. F. Ng, V. K. & Rothschild, M. (1990). "Asset Pricing with a Factor-ARCH Covariance Structure: Empirical Estimates for Treasury Bills". Journal of Econometrics **45**(1-2): 213-237.

29. Frankel, J. A. (1984). *Tests of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination. In Exchange Rate Theory and Practice*, (pp. 239-260), University of Chicago Press.
30. Gomez-Gonzalez, J. E. Gamboa-Arbeláez, J. Hirs-Garzón, J. & Pinchao-Rosero, A. (2018). "When Bubble Meets Bubble: Contagion in OECD Countries". The Journal of Real Estate Finance and Economics **56**(4): 546-566.
31. González-Hermosillo, B. & Hesse, H. (2011). "Global Market Conditions and Systemic Risk". Journal of Emerging Market Finance **10**(2): 227-252.
32. Gürkaynak, R. S. (2008). "Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock". Journal of Economic Surveys **22**(1): 166-186.
33. He, Q. Qian, Z. Fei, Z. & Chong, T. T. L. (2019). "Do Speculative Bubbles Migrate in the Chinese Stock Market?" . Empirical Economics **56**(2): 735-754.
34. Hernández, L. F. & Valdés, R. O. (2001). "What Drives Contagion: Trade, Neighborhood, or Financial Links?". International Review of Financial Analysis **10**(3): 203-218.
35. Hommm, U. and Breitung, J. (2012). "Testing for Speculative Bubbles in Stock Markets: A Compar ison of Alternative Methods". Journal of Financial Econometrics **10**(1): 198-231.
36. Hutchison, M. M. & Noy, I. (2006). "Sudden Stops and the Mexican Wave: Currency Crises, Capital Flow Reversals and Output Loss in Emerging Markets". Journal of Development Economics **79**(1): 225-248.
37. Kallberg, J. G. Liu, C. H. & Pasquariello, P. (2005). "An Examination of the Asian Crisis: Regime Shifts in Currency and Equity Markets". The Journal of Business **78**(1): 169-211.
38. Kaminsky, G. L. & Reinhart, C. (2003). "The Center and the Periphery: the Globalization of Financial Turmoil". National Bureau of Economic Research (No. w9479).
39. Karoui, A. (2006). "The Correlation between FX Rate Volatility and Stock Exchange Returns Volatility: An Emerging Markets Overview". Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=892086 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.892086.
40. Kindleberger, C. P. (1991). *Bubbles. In the World of Economics*, (pp. 20-22), Palgrave Macmillan, London.
41. Kyle, A. S. & Xiong, W. (2001). "Contagion as a Wealth Effect". The Journal of Finance **56**(4): 1401-1440.
42. Lee, J.H. & Phillips, P. (2016). "Asset Pricing with Financial Bubble Risk". Journal of Empirical Finance **38**: 590-622.

43. LeRoy, S. F. & Porter, R. D. (1981). "The Present-Value Relation: Tests based on Implied Variance Bounds". Econometrica **49**(3): 555-574.
44. Liang, J. Xie, E. & Redding, K. S. (2017). "The International Market for Corporate Control and High-Valuation Cross-Border Acquisitions: Exploring Trends and Patterns". International Journal of Law and Management **59**(6): 876-898.
45. Lin, J. Y. & Nugent, J. B. (1995). "Institutions and Economic Development". Handbook of Development Economics 3: 2301-2370.
46. Lin, W. L. Engle, R. F. & Ito, T. (1994). "Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility. Review of Financial Studies **7**(3): 507-538.
47. McQueen, G. & Thorley, S. (1994). "Bubbles, Stock Returns, and Duration Dependence". Journal of Financial and Quantitative Analysis **29**(3): 379-401.
48. Muth, J. F. (1961). "Rational Expectations and the Theory of Price Movements". Econometrica: Journal of the Econometric Society **29**(3): 315-335.
49. Neaime, S. (2016). "Financial Crises and Contagion Vulnerability of MENA Stock Markets". Emerging Markets Review 27: 14-35.
50. Nunes, M. & Da Silva, S. (2007). "Rational Bubbles in Emerging Stockmarkets". MPRA_Paper 4641: 1-10.
51. Phillips, PCB. Wu, Y. and Yu, J. (2011). "Explosive Behavior in the 1990s NASDAQ: When Did Exuberance Escalate Asset Values?". International Economic Review **52**(1): 201 -226.
52. Sercu, P. & Vanhulle, C. (1992). "Exchange Rate Volatility, International Trade, and the Value of Exporting Firms". Journal of Banking & Finance **16**(1): 155-182.
53. Teng, H. J. Chang, C. O. & Chen, M. C. (2017). "Housing Bubble Contagion from City Centre to Suburbs". Urban Studies **54**(6): 1463-1481.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و یکم، بهار و تابستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

نرخ مشارکت نیروی کار و اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای بازار کار در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

هادی کشاورز[۱]
مسعود کشاورز[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۲۵

چکیده

هدف از این پژوهش در نظر گرفتن نرخ مشارکت در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و بررسی تأثیرگذاری شوک‌ها بر متغیرهای بازار کار با یک نرخ مشارکت درون‌زا می‌باشد. برای این منظور از یک مدل سه وضعیتی جستجو و تطبیق استفاده شد که در این مدل نیروی کار می‌تواند شاغل، بیکار و یا غیر فعال (عدم مشارکت) باشد. برای تحلیل دقیق‌تر از دو الگو استفاده شده است که در الگوی اول نرخ مشارکت اقتصادی به صورت درون‌زا و در الگوی دوم نرخ مشارکت به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است. همچنین برای تعیین دستمزد از چانه‌زنی نش استفاده شده است. با برآورد پارامترهای مدل با استفاده از روش بیزین طی دوره زمانی ۱۳۹۳- ۱۳۷۶، نتایج حاصل از شبیه‌سازی الگو حاکی از آن است که توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای تولید، تورم، اشتغال و نرخ مشارکت در برابر تکانه‌های پولی و تکنولوژی، مطابق با انتظارات تئوریک و مشاهدات دنیای واقعی است. اما متغیر بیکاری در مدل نرخ مشارکت درون‌زا افزایش و در نرخ مشارکت برون‌زا کاهش یافته است که این موضوع به دلیل تغییر نرخ مشارکت در مدل درون‌زا است. بنابراین ارزیابی سیاست‌ها بر متغیر بازار کار با یک نرخ مشارکت برون‌زا می‌تواند گمراه‌کننده باشد.

واژگان کلیدی: بازار کار، نرخ مشارکت نیروی کار، سیاست پولی، برآورد بیزین، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

Keywords: Labor Market, Labor Force Participation Rate, Monetary Policy, Bayesian Estimation, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model.
JEL Classification: E24, E52, C11, C60, J60.

[۱]. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه خلیج فارس(نویسنده مسئول) hd.keshavarz@pgu.ac.ir
[۲]. کارشناس سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان فارس ms.keshavarz@yahoo.com

۱- مقدمه

در مطالعات اقتصادی تجزیه و تحلیل اثرات سیاست‌های اقتصادی- از جمله اثرات سیاست پولی بر متغیرهای بازار کار- از اهمیت بسزایی برخوردار است؛ اگرچه کنترل سطح قیمت‌ها از اهداف اصلی سیاست‌های پولی است؛ اما بالا نگه‌داشتن سطح فعالیت‌های اقتصادی از جمله نرخ مشارکت اقتصادی، تولید و اشتغال از دیگر اهدافی است که برای سیاست‌گذار مطرح می‌باشد (نظری و گوهریان، ۱۳۸۱). با توجه به اهمیت اثر سیاست‌گذاری‌های اقتصادی، از جمله سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد نظیر اشتغال، بیکاری و دیگر متغیرهای بازار کار، روشن شدن ارتباط میان سیاست پولی و متغیرهای بازار کار می‌تواند راهگشایی در جهت برنامه‌ریزی کلان کشور شود.

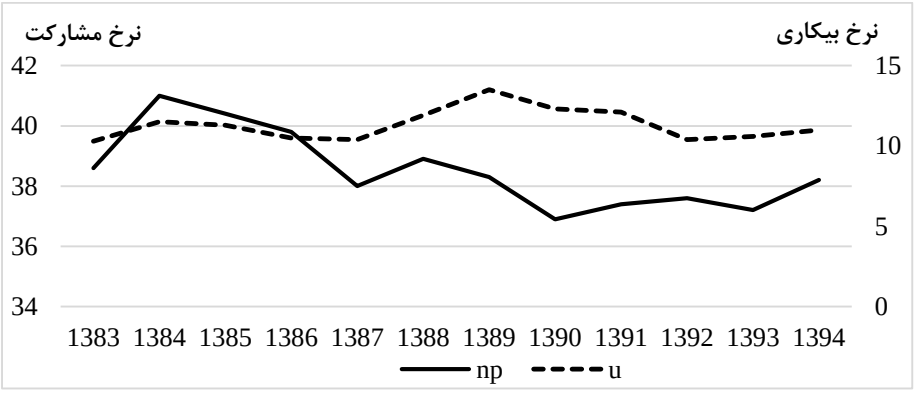
سازمان بین‌المللی کار[1] به عنوان مهم‌ترین تشکیلات جهانی تعیین و نظارت بر استانداردهای بازار کار، ۲۰ شاخص نیروی کار را به تمامی کشورها پیشنهاد داده که نقش ویژه‌ای در تجزیه و تحلیل بازار کار دارد. نرخ مشارکت اقتصادی، نرخ بیکاری، سهم اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصادی و ... از مهم‌ترین آن‌ها هستند. از میان این شاخص‌ها، نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ بیکاری به دلیل نقش آن‌ها در تبیین شکل و ساختار نیروی کار و همچنین برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری برای آینده بازار کار از اهمیت ویژه‌ای برخوردار هستند. نرخ مشارکت اقتصادی نشان‌دهنده‌ی درصد نیروی فعال و نرخ بیکاری، بیان‌کننده‌ی درصد نیروی فعال فاقد شغل در بازار کار است. نرخ مشارکت اقتصادی، شاخصی از اندازه‌ی نسبی عرضه‌ی قابل دسترس نیروی کار را برای تولیدکالاها و خدمات ارائه می‌کند، بنابراین نرخ مشارکت پایین، نشان‌دهنده این است که درصد قابل‌توجهی از جمعیتی که در سن کار هستند، از گروه جمعیت فعّال کشور خارج شده و به دنبال فعالیت‌های تولیدی نیستند. این مسئله ممکن است دلایل گوناگونی داشته باشد ولی در مجموع به معنی عدم توانایی جامعه در به‌کارگیری و مدیریت منابع انسانی است.

بررسی‌های داده‌های بازار کار در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که نرخ مشارکت در سال‌های اخیر به طور نسبی کاهش یافته است ولی نرخ بیکاری تا سال ۸۹ افزایش و پس از آن کاهش یافته است. علاوه بر این نرخ مشارکت نوسانات شدیدتری نسبت به نرخ بیکاری در دوره ۸۳ تا ۹۴ را تجربه نموده است به گونه‌ای که انحراف معیار نرخ بیکاری ۰/۹۸ و انحراف معیار نرخ مشارکت ۱/۲۹ است. ضریب همبستگی نرخ رشد اقتصادی و نرخ مشارکت اقتصادی ۰/۶۵ است که نشان می‌دهد

[1] International Labour Organization

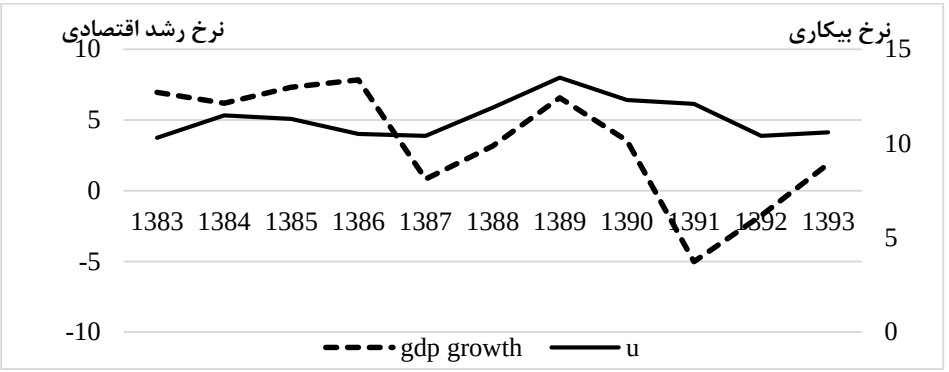
نرخ مشارکت همبستگی شدیدی با ادوار تجاری داشته است. به عبارت دیگر نرخ مشارکت اقتصادی رفتار موافق سیکلی دارد حال آن که ضریب همبستگی نرخ رشد اقتصادی و نرخ بیکاری ۰٫۰۳ است که نشان می‌دهد نرخ بیکاری همبستگی ضعیف با ادوار دارد. بنابراین شناسایی عواملی که میزان نوسانات بیکاری را توضیح می‌دهد در کنار نرخ مشارکت می‌تواند تحلیل بهتری برای ارزیابی سیاست‌ها در بازار کار فراهم کند.

برخی مطالعات داخلی به عوامل مؤثر بر نرخ مشارکت اقتصادی پرداخته‌اند (مانند بنی‌هاشمی و محمدی (۱۳۹۰)، مشیری و همکاران (۱۳۹۴)) اما این سؤال مطرح است که در یک مدل پویا نرخ مشارکت اقتصادی تحت تأثیر چه عواملی است. آیا شوک‌های اقتصادی همچون شوک پولی بر نرخ مشارکت اثر می‌گذارد. تأثیرگذاری سیاست پولی با وجود تغییر در نرخ مشارکت اقتصادی بر نوسانات بازار کار به چه صورت است. برای پاسخ به این سؤالات یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در نظر گرفته شده که در آن بازار کار از طریق مدل جستجو و تطبیق سه وضعیتی الگوسازی شده است که در آن نیروی کار می‌تواند شاغل، بیکار و یا غیر فعال (عدم مشارکت) باشد. برای تحلیل دقیق‌تر و ارزیابی سیاست‌ها دو سناریو طراحی شده است که در سناریو اول نرخ مشارکت اقتصادی به صورت درون‌زا و در سناریو دوم نرخ مشارکت به صورت برون‌زا تعیین شده است. چارچوب کلی مطالعه به این ترتیب خواهد بود: بخش اول به مبانی نظری در ارتباط با موضوع می‌پردازد. بخش دوم الگوی تحقیق را ارائه می‌دهد. تخمین پارامترها و شبیه‌سازی الگو، موضوع بخش سوم خواهد بود. تحلیل نتایج در بخش چهارم ارائه خواهد شد و نهایتاً بخش پنجم به نتیجه‌گیری خواهد پرداخت.



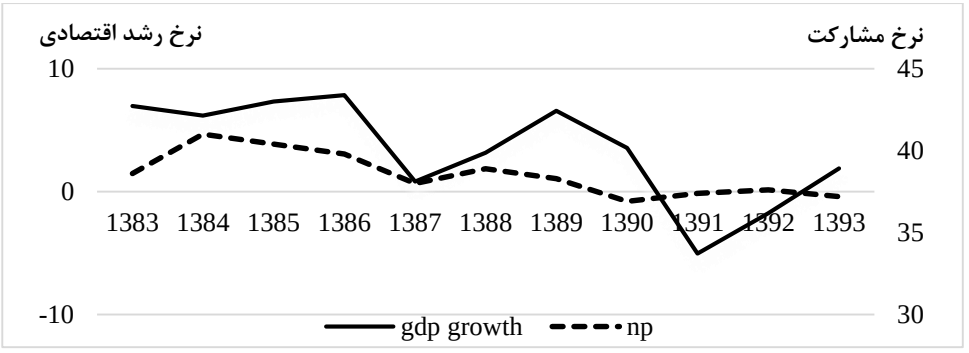
نمودار ۱: نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ بیکاری

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲: نرخ بیکاری و نرخ رشد اقتصادی

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار ۳: نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ رشد اقتصادی

منبع: یافته‌های تحقیق

۲- مبانی نظری تحقیق

به طور معمول در مدل‌های تعادل عمومی، ترجیحات خانوارها تابعی مثبت از مصرف و تابعی منفی از کار کردن است. از آن‌جا که تصمیمات کار کردن بر اساس ترجیحات صورت می‌گیرد، نرخ بیکاری حاصل از این الگوها نرخ بیکاری ارادی است. حال آن‌که نرخ بیکاری، بیشتر به نرخ بیکاری غیر ارادی نزدیک است. به همین خاطر در دهه گذشته مدل‌های جستجو و تطبیق به ابزار اصلی مدل‌سازی در اقتصاد نظری بازار کار تبدیل شده‌اند که تصویر واقع‌بینانه‌تری از بیکاری را ارائه می‌کنند. محور این مدل‌ها فرآیند تطبیق بنگاه‌ها و کارگران است. این مدل‌ها بیانگر این نکته هستند که پیدا کردن نیروی کار مناسب برای یک فرصت شغلی و یا پیدا کردن فرصت‌های شغلی

توسط نیروی کار، فعالیت‌های وقت‌گیر و هزینه‌بری هستند که اصطکاک‌های جستجو را مشخص می‌کنند.

اجزای الگوی جستجو و تطبیق شامل موارد زیر هستند:

۱- مدل تصادفی از جریان کار که در آن کارگران دست از کار کشیده و به نیروی کار بیکار تبدیل می‌شوند و برای پیدا کردن شغل جدید تلاش می‌کند.

۲- یک مدل از فشار بازار کار، جایی که کارفرمایان حجم فرصت‌های شغلی را انتخاب و از این طریق نرخ پیدا کردن کار را کنترل می‌کنند.

۳- مدل چانه‌زنی تعیین دستمزد که انگیزه برای ایجاد شغل را تنظیم می‌کند (زیرا کارفرمایان به اندازه تفاوت بین بهره‌وری کارگران و دستمزد پرداختی به آن‌ها سود می‌برند).

نقص عمده‌ی مدل‌های جستجو و تطبیق در بازار کار و اصطکاک‌های منطبق با آن این است که همه عاملان اقتصاد را بخشی از نیروی کار فعال قلمداد می‌کنند. به عبارت دیگر، در این مدل‌ها فرض بر این است که جمعیتی که در سن کار است، یا شاغل است و یا بیکار. در واقع در این مدل‌ها اندازه نیروی کار ثابت است؛ حال‌آن که با حرکت نیروی کار به داخل و یا خارج از بازار کار (تغییر نرخ مشارکت) اندازه نیروی کار نیز تغییر می‌کند.

برخی محققان این ساختار را با ترکیب یک وضعیت نیروی کار خارج از بازار کار، از طریق تصمیم برای فراغت گسترش داده‌اند که به مدل‌های "سه وضعیتی" مشهور شده است. مدل‌های سه وضعیتی بازار کار (بیکاران، شاغلان و غیر فعالان) موجب پویایی بیشتر مدل‌های بازار کار می‌شود؛ زیرا مشارکت نیروی کار به شدت حرکت موافق چرخه‌ای دارد، در حالی که بیکاری می‌تواند حرکت موافق یا مخالف چرخه‌ای ضعیف داشته باشد (ترایپر[1]، ۲۰۰۳؛ وراسیرتو[2]، ۲۰۰۷). به عبارت دیگر رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و نرخ بیکاری می‌تواند رابطه‌ای بی‌قاعده باشد که این موضوع به طور معمول به وقفه‌ی شاخص‌های اقتصادی ارجاع داده می‌شود (لوین[3]، ۲۰۱۳). علاوه بر این، این مدل‌ها نمی‌تواند رابطه منفی قوی بین بیکاری و فرصت‌های شغلی که به‌عنوان منحنی بوریج شناخته شده است را توضیح دهد.

دلایل اصلی که این مدل‌ها نمی‌تواند با داده‌های دنیای واقعی مطابقت داشته باشد این است که مشارکت نیروی کار از تولید پیروی می‌کند، در حالی که ایجاد فرصت‌های شغلی پایدار نیست.

---

1. Tripier (2003)
2. Veracierto (2007)
3. Levine (2013)

برای مثال در واکنش به شوک تکنولوژی، مشارکت نیروی کار افزایش می‌یابد، زیرا زمان نامناسبی برای خروج نیروی کار از بازار برای تولید در خانه و یا لذت بردن از اوقات فراغت است. از این رو مشارکت نیروی کار در این زمینه حرکت موافق چرخه‌ای قوی دارد، اما از آن‌جا که تطبیق بیکاران با فرصت‌های شغلی امری زمان‌بر است همه عوامل جستجوکننده شغل، از همان ابتدا شغل پیدا نمی‌کنند (توزمن[1]، ۲۰۱۷). از طرف دیگر افزایش بیکاری می‌تواند آثار گوناگونی بر نرخ مشارکت منابع انسانی در فعالیت‌های اقتصادی نیز داشته باشد. هرچه نرخ بیکاری بالاتر باشد در بلندمدت با توجه به افزایش هزینه جستجوی شغلی شاهد کاهش نرخ مشارکت خواهیم بود (استرهولم[2]، ۲۰۰۹).

مشارکت در بازار کار، یک تصمیم فردی است که با توجه به تابع مطلوبیت فرد و محدودیت‌های مالی و زمانی که با آن مواجه است، صورت می‌پذیرد. در واقع، همان‌گونه که فرد با توجه به میزان درآمد و قیمت‌های نسبی کالاها، مقدار تقاضای آن‌ها را در چهارچوب به حداکثر رساندن مطلوبیت ناشی از مصرف، تعیین می‌کند؛ مشارکت در بازار کار و عرضه نیروی کار خود را نیز در چهارچوب به حداکثر رساندن مطلوبیت ناشی از استراحت با توجه به منابع مالی و مدت‌زمانی که در اختیار دارد تعیین می‌کند (مشیری و همکاران، ۱۳۹۴). آن چه در کتاب‌های درسی در مورد تصمیم مشارکت متداول است تأکید بر کارایی ایستا، بین کار کردن در بازار؛ در برابر ماندن در خانه برای لذت بردن از اوقات فراغت و یا مشارکت در تولید خانه است. نتیجه‌ی این دیدگاه این است که هر عاملی که باعث افزایش بازده نسبی کار نشود (مانند فرصت‌های کمتر از دستمزد بازار، هزینه‌های رفت و آمد بالاتر یا هزینه‌های بالاتر مراقبت از کودکان) منجر به مشارکت کمتر خواهد شد. علاوه بر اهمیت این ترکیب ایستا، ملاحظات پویا نیز می‌تواند نقش مهمی را در محاسبات برای نظریه‌های تجربی فوق داشته باشد (پری و راجرسون[3]، ۲۰۰۹).

با یک نرخ مشارکت مشخص در مدل‌های پویا که می‌تواند به صورت درون‌زا و برون‌زا در نظر گرفته شود، شوک‌ها و سیاست‌هایی که بر انگیزه‌های بنگاه‌ها برای ارائه فرصت‌های شغلی تأثیر می‌گذارد، به طور مستقیم بر اشتغال و نرخ بیکاری اثر می‌گذارد (کمپولمی و گنوچی[4]، ۲۰۱۶). اما به طور خاص در یک مدل پویای درون‌زا هر عاملی که بر ارزش نسبی کار در بازار در برابر اوقات فراغت و یا کار در خانه تأثیر گذارد، بر نرخ مشارکت مؤثر بوده و در نتیجه عرضه نیروی کار را

[1]. Tüzemen (2017)
[2]. Osterholm (2009)
[3]. Pries and Rogerson (2009)
[4]. Campolmi and Gnocchi (2016)

تحت تأثیر قرار می‌دهد. به عبارت دیگر عوامل از طریق تصمیم‌گیری برای مشارکت در بازار کار از یک سو بر نرخ پیدا کردن شغل اثر گذاشته و به این ترتیب خانوار را به تغییر عرضه کار وادار می‌کنند و از سوی دیگر، آن‌ها بر گزینه کار خارجی کارگران[۱] تأثیر می‌گذارند که به تغییر در ارائه فرصت‌های شغلی و در نهایت تغییر در تقاضای کار منجر می‌شود. مدلی که این دو کانال را لحاظ کند، پیامدهای مختلفی برای انتقال شوک‌ها و سیاست پولی در متغیرهای بازار کار دارد.

۳- مبانی تجربی تحقیق

ادبیات این پژوهش در چند زمینه مرتبط با مقالات دیگر است: در ابتدا، الگوی بازار کار در این مطالعه، مدل جستجو و تطبیق سه وضعیتی است که مرتبط با مطالعه محققانی چون ترایپر (۲۰۰۳)، وراسیرتو (۲۰۰۷)، پری و راجرسون (۲۰۰۹)، هافکه و ریتر[۲] (۲۰۱۱)، مون[۳] (۲۰۱۱)، کریستیانو و همکاران[۴] (۲۰۱۲)، بروکنر و پاپا[۵] (۲۰۱۲)، کمپولمی و گنوچی (۲۰۱۶)، توزمن (۲۰۱۷) و فخر حسینی(۱۳۹۶) است. مدل این پژوهش بیشتر از مطالعه کمپولمی و گنوچی (۲۰۱۶) و بروکنر و پاپا (۲۰۱۲) الهام گرفته شده که نشان می‌دهند با یک تصمیم مشارکت به صورت درون‌زا از طریق هزینه فرصت تولید کالای خانگی و دستمزد در صورت شاغل بودن، نوسانات نرخ مشارکت و نرخ بیکاری را بهتر می‌توان توضیح داد. اما تفاوت این پژوهش با مطالعه کمپولمی و گنوچی (۲۰۱۶)، در نظر گرفتن پویایی‌های سرمایه و چانه‌زنی دستمزد است. علاوه بر این، مدل ارائه شده در این مطالعه بر اساس مطالعه گرتلر، سالا و تریگاری[۶] (۲۰۰۹) است که این مزیت را ایجاد می‌کند که مدل جستجو و تطبیق نوسانات بازار کار را بهتر توضیح دهد[۷].

رشته دیگر ادبیات این مطالعه مربوط به ارزیابی اثر سیاست پولی بر متغیرهای بازار کار، با وجود نرخ مشارکت درون‌زا است. در این زمینه به مطالعاتی چون ابل[۸] (۲۰۰۸)، کروسل و همکارن[۹]

---

[1]. Workers' Outside Option
[2]. Haefke and Reiter (2011)
[3]. Moon (2011)
[4]. Christiano (2012)
[5]. Bruckner and Pappa (2012)
[6]. Gertler, Sala and Trigari (2009)

[۷]. مدل استاندارد جستجو و تطبیق توسط دیاموند مورتنسن و پیزاریدز (DMP) ارائه شد. شیمر (۲۰۰۵) با استفاده از مدل (DMP) نشان داد که مدل جستجو و تطبیق نمی‌تواند نوسانات ادواری مشاهده شده در بیکاری و فرصت‌های شغلی را در واکنش به تکانه‌ها ایجاد کند که به معمای شیمر[۷] معروف شد. برای حل معمای شیمر، گرتلر، سالا و تریگاری (۲۰۰۹) مدلی را ارائه کردند که با در نظر گرفتن چانه‌زنی دستمزدهای اسمی باعث حساسیت دستمزد واقعی به نرخ تورم شدند و در نتیجه این مدل بهتر می‌تواند نوسانات بازار کار را توضیح دهد.

[8]. Ebell (2008)
[9]. Krusell (2012)

(۲۰۱۲)، ارسج و لوین[1] (۲۰۱۳)، لیو[2] (۲۰۱۴) و کمپولمی و گنوچی (۲۰۱۶) می‌توان اشاره نمود. کروسل و همکاران[3] (۲۰۱۲) دریافتند که کانال عرضه کار به توضیح متغیرهای بازار کار کمک می‌کند. شواهد ارسج و لوین (۲۰۱۳) نیز حاکی از آن است که حاشیه مشارکت نیروی کار برای ارزیابی سیاست‌های پولی به ویژه در رکودهای عمیق بسیار مهم است. لیو (۲۰۱۳) با نرخ مشارکت درون‌زا نشان داد که سیاست پولی از طریق کاهش شکاف مشارکت می‌تواند باعث افزایش رفاه شود.کمپولمی و گنوچی (۲۰۱۶) نیز نشان می‌دهند که اگر مشارکت نیروی کار ثابت باشد، ارزیابی سیاست پولی ممکن است گمراه‌کننده باشد. اما تفاوت این پژوهش با مطالعات خارجی صورت گرفته، در قاعده‌ی سیاست پولی است که متناسب با شرایط اقتصاد ایران می‌باشد. بدین صورت که از قاعده رشد حجم پول که در آن، شوک درآمد نفتی و شوک مخارج دولت اثرگذار است، استفاده شده است.

۴- الگوی پژوهش

هدف از این پژوهش در نظر گرفتن نرخ مشارکت در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و بررسی تأثیرگذاری شوک‌ها بر متغیرهای بازار کار می‌باشد. مزیت مهم استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در بررسی آثار اجرای سیاست و یا شوک اقتصادی در قالب یک مدل سیستمی است که به ما اجازه محاسبه و در نظر گرفتن آثار بازخوردی و توزیعی اجرای سیاست بر تمامی بخش‌های اقتصادی را می‌دهد. الگوی ارائه شده در این پژوهش شامل خانوارها، بنگاه‌ها (کارآفرینان و خرده‌فروشان)، دولت و بانک مرکزی است. خانوارها از مصرف کالاها و خدمات، کالای خانگی[4] و نگهداری پول مطلوبیت کسب می‌کنند. در نظر گرفتن کالای خانگی این مزیت را ایجاد می‌کند که می‌توان نرخ مشارکت را به صورت درون‌زا در نظر گرفت. در قسمت بازار کار از مدل جستجو و تطبیق سه وضعیتی استفاده شده است، به بیان دیگر در این مدل نیروی کار می‌تواند شاغل، بیکار و یا غیر فعال (عدم مشارکت) باشد. برای تحلیل دقیق‌تر دو الگو در نظر گرفته شده است که در الگوی اول نرخ مشارکت اقتصادی به صورت درون‌زا در نظر گرفته شده است و در الگوی دوم نرخ مشارکت به صورت برون‌زا. همچنین برای تعیین دستمزد از چانه‌زنی

1. Erceg and Levin (2013)
2. Liu (2014)
3. Krause, Lopez-Salidoand Lubik (2012)
4. Home Goods

نش استفاده شده است. درآمد دولت شامل درآمد نفت، خلق پول و مالیات است که با درآمدهای فوق هزینه مخارج خود را تأمین می‌کند. همچنین برای رفتار بانک مرکزی از قاعده رشد حجم پول استفاده شده است که شوک درآمد نفتی و شوک مخارج دولت بر روی آن اثر دارد.

۴-۱- خانوارها

یک خانوار نماینده با تعدادی از اعضا که با یک نرمال شده وجود دارد. در زمان t، کسری از اعضای خانوار شاغل (E_t)، کسری بیکار (u_t) و بقیه در بازار کار مشارکت ندارند (غیر فعالان) (N_t)، بنابراین اعضایی که در بازار کار مشارکت دارند (فعالان) $L_t = 1 - N_t$ خواهد بود. اعضای شاغل خانوار، دستمزد اسمی w_t^n را دریافت می‌کنند و اعضای بیکار خانوار مزایای بیکاری $\bar{b}$ دریافت می‌کنند و همچنین برای یافتن شغل هزینه ثابت Γ (کسری از زمان) را پرداخت می‌کنند. به پیروی از کمپولمی و گنوچی (۲۰۱۶) اعضای غیر شاغل خانوار (بیکاران و غیر فعالان) به تولید کالاهای خانگی با استفاده از تابع زیر می‌پردازند:

$$h_t = Z_t^h (1 - E_t - \Gamma U_t)^{1-\alpha_h} \qquad (۱)$$

که در آن Z_t^h شوک تکنولوژی تولید کالای خانگی است که فرض می‌شود از فرآیند AR(1) به صورت زیر پیروی می‌کند.

$$z_t^h = \rho_\upsilon z_{t-1}^h + \varepsilon_t^{zh} \quad , \quad \varepsilon_t^{zh} \approx i.i.d\ N(0, \sigma_{zh}^2) \qquad (۲)$$

در هر دوره کسری ($1-\rho$) از اعضای شاغل خانوار دست از کار کشیده و به غیر شاغلان می‌پیوندند. بنابراین اعضای غیر شاغل برابر خواهد بود با بیکاران، غیر فعالان و نیروی کار شاغل که دست از کار کشیده‌اند.

$$U_{t-1} + N_{t-1} + (1-\rho)E_{t-1} = 1 - \rho E_{t-1} \qquad (۳)$$

در هر دوره کسری از جمعیت غیر شاغل به دنبال کار می‌گردند و بخشی از آن‌ها شغل مناسب پیدا کرده و شاغل می‌شوند. چنان‌چه جستجو کنندگان را با S_t نشان دهیم خواهیم داشت:

$$S_t + N_t = 1 - \rho E_{t-1} \Rightarrow S_t = L_t - \rho E_{t-1} \qquad (۴)$$

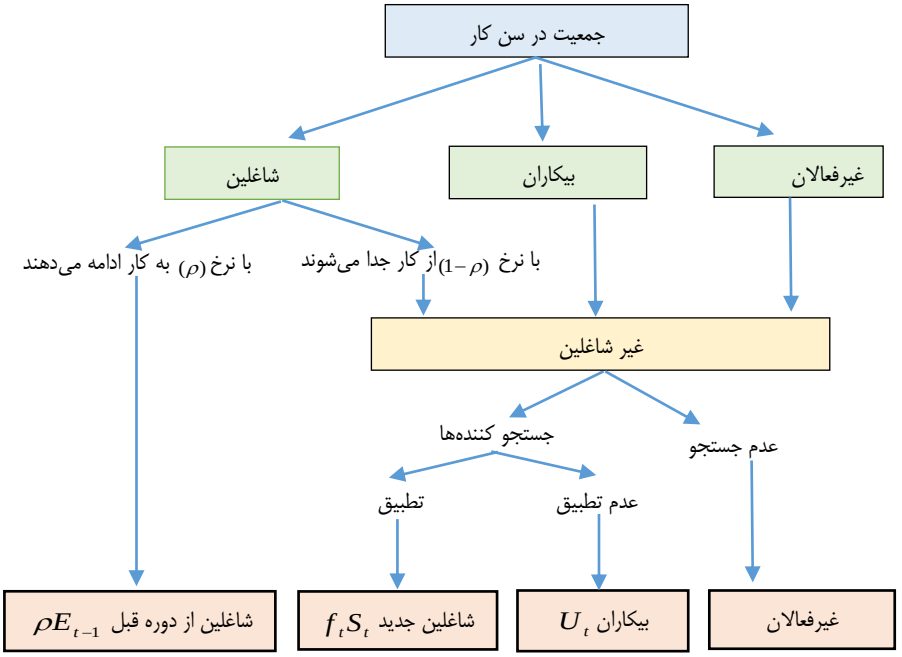
که در آن $S_t \geq 0$ و $L_t \geq \rho E_{t-1}$ است. به بیان دیگر از آن‌جا که نرخ جدا شدن از شغل برون‌زا است نیروی کار فعال بیشتر از نیروی کار شاغل خواهد بود. چنان‌چه نرخ پیدا کردن شغل را با f_t نشان دهیم می‌توانیم بیکاری را به صورت زیر تعریف کنیم:

$$U_t \equiv (1-f_t)S_t \qquad (۵)$$

با استفاده از روابط فوق می‌توان نیروی کار شاغل را به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$E_t = \rho E_{t-1} + f_t S_t = \rho(1-f_t)E_{t-1} + f_t L_t = (1-\rho)E_{t-1} + \frac{f_t}{1-f_t}U_t \qquad (۶)$$

شکل (۱) جریان نیروی کار در یک مدل سه وضعیتی جستجو و تطبیق را ارائه می‌کند.



شکل ۱: جریان نیروی کار در مدل سه وضعیتی جستجو و تطبیق

منبع: الگوی پژوهش

هر عضو خانوار دارای تابع مطلوبیت به شکل زیر هست.

$$u\left(c_t, \mathrm{h}_t, \frac{M_t}{p_t}\right) = \zeta_t \log c_t + \frac{\phi}{1-\upsilon_h} h_t^{1-\upsilon_h} + \frac{\kappa_m}{1-b_m}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b_m} \quad (۷)$$

که در آن c_t مصرف کالاهای نهایی خانوار، M_t مانده اسمی پول، h_t مصرف کالاهای خانگی، p_t سطح عمومی قیمت‌ها، b_m عکس کشش تقاضا برای مانده حقیقی پول، υ_h عکس کشش مصرف خانگی و ϕ κ_m اعداد ثابت هستند. ζ_t تکانه ترجیحات خانوار است که فرض می‌شود به صورت لگاریتمی خطی از فرآیند $\zeta_t = \rho_\zeta \zeta_{t-1} + \varepsilon_t^\zeta$ تبعیت می‌کند. خانوار نماینده به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت طول عمر خود است:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u\left(c_t, \mathrm{h}_t, \frac{M_t}{p_t}\right) \quad (۸)$$

که $0 \le \beta \le 1$ عامل تنزیل است. در دوره t خانوار نماینده منابعی از قبیل دستمزد حاصل از عرضه نیروی کار w_t^n، سود بنگاه‌ها Π_t، بهره اوراق مشارکت r_{t-1}^n و مانده واقعی پول m_{t-1} از دوره قبل را در اختیار دارد و با اوراق مشارکت B_t پس‌انداز می‌کند و مالیات مقطوع T_t را می‌پردازد. بنابراین محدودیت بودجه خانوار نماینده برابر است با:

$$c_t + \frac{M_t}{p_t} + \frac{B_t}{p_t} \le \frac{w_t^n}{p_t} E_t + \bar{b} U_t + \frac{M_{t-1}}{p_t} + \Pi_t + (1 + r_{t-1}^n)\frac{B_{t-1}}{p_t} \quad (۹)$$

که درآن معادله حرکت سرمایه به‌صورت زیر خواهد بود.

$$k_{t+1} = (1-\delta)k_t + i_t \quad (۱۰)$$

۴-۲- بنگاه‌ها

بنگاه‌ها شامل دو گروه کارآفرینان و خرده‌فروشان هستند که کارآفرینان در فضای رقابتی با استفاده از خدمات نیروی کار و سرمایه به تولید کالاهای عمده‌فروشی می‌پردازند و آن را به

خرده‌فروشان می‌فروشند. خرده‌فروشان در فضای رقابت انحصاری فعالیت کرده و کالاهای خریداری شده از کارآفرینان را به دست مصرف‌کننده نهایی می‌رسانند.

۴-۲-۱- کارآفرینان

کارآفرینان در هر دوره با استفاده از خدمات سرمایه و نیروی کار به تولید کالاهای عمده‌فروشی با استفاده از یک تابع تولید کاپ- داگلاس می‌پردازند.

$$y(j)=z_t\ (\mathrm{K}_{t-1}(j))^{\alpha}(E(j))^{1-\alpha} \qquad (۱۱)$$

که در آن $E_{j,t}$ نیروی کار استخدام شده و $\mathrm{K}_{j,t}$ سرمایه فیزیکی است. تکانه تکنولوژی z_t از یک فرآیند خود رگرسیونی مرتبه اول به شکل زیر پیروی می‌کند:

$$logz_t = \rho_z logz_{t-1} + \varepsilon_t^z \qquad \varepsilon_t^z \sim i.i.d.N(0,\sigma_{\delta^z}^2) \qquad (۱۲)$$

در زمان t، هر کارآفرین، $v(j)$ فرصت شغلی را به منظور جذب نیروی کار جدید ارائه می‌دهد. نرخ استخدام، $x_t(j)$ به‌صورت نسبت استخدام‌های جدید، $q_t^l v_t(j)$، به نیروی کار موجود، $E_{j,t}$ تعریف می‌شود:

$$x_t(j)=\frac{q_t^l v_t(j)}{E_{j,t}} \qquad (۱۳)$$

نرخ استخدام برای آژانس یک متغیر کنترل محسوب می‌شود. با توجه به قانون اعداد بزرگ، آژانس کار q_t^l یعنی احتمال پر شدن فرصت‌های شغلی را می‌داند.

۴-۲-۲- خرده‌فروشان

خرده‌فروشان کالاهای عمده‌فروشی را با قیمت p_t^w از کارآفرینان می‌خرند و کالاهای متنوعی را تولید می‌کنند. $y_t(j)$ کالاهای فروخته شده توسط خرده‌فروش j و $p_t(j)$ قیمت اسمی آن‌ها است. کالای نهایی y_t ترکیب کالاهای خرده‌فروشی شخصی است.

$$y_t = \left[\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (۱۴)$$

که در آن ε کشش جانشینی میان کالاها است. برای مسئله‌ی حداقل کردن هزینه خانوار p_t شاخص قیمتی مربوطه به صورت زیر داده شده است:

$$p_t = \left[\int_0^1 p_t(i)^{1-\varepsilon} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (۱۵)$$

خانوارها و دولت کالای مورد نیاز خود را از خرده‌فروشان خریداری می‌کنند. از حداقل کردن هزینه، تابع تقاضایی که هر خرده‌فروش با آن مواجه است به صورت زیر به دست می‌آید:

$$y_t(i) = \left(\frac{p_t(i)}{p_t} \right)^{-\varepsilon} y_t \quad (۱۶)$$

طبق کالوو[1] (۱۹۸۳) هیچ خرده‌فروشی نمی‌تواند قیمت‌هایش را تغییر دهد مگر اینکه یک سیگنال تصادفی[2] دریافت کند. احتمال دریافت چنین سیگنالی $\theta - 1$ است. بنابراین در هر دوره $(\theta - 1)$ قسمت از خرده‌فروشان قیمت‌های خود را تعدیل می‌کنند در حالی که θ قسمت قیمت خود را تغییر نمی‌دهند. بنگاه‌هایی که امکان تعدیل قیمت را ندارند، فرض می‌شود که قیمت‌های خود را بر مبنای تورم دوره گذشته به شکل زیر شاخص‌گذاری می‌کنند:

$$P_t(i) = (\pi_{t-1})^{\chi} P_{t-1}(i) \quad (۱۷)$$

میزان شاخص‌گذاری توسط ضریب $\chi \in [0,1]$ تعیین می‌گردد. اگر $\chi = 0$ باشد دلالت بر عدم وجود شاخص‌گذاری و $\chi = 1$ دلالت بر شاخص‌گذاری کامل دارد. خرده‌فروش $p_t(i)$ را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کند که سود انتظاری حقیقی وی در طول دوره‌ها حداکثر شود.

1. Calvo (1983)
2. Random Signal

۴-۳- اشتغال و تعیین دستمزد

تعداد افرادی که در هر دوره استخدام می‌شوند به فرصت‌های شغلی ایجاد شده توسط بنگاه‌ها و تعداد بیکاران بستگی دارد. مشاغل جدید وقتی به وجود می‌آیند که کارگران بیکار با فرصت‌های شغلی به وجود آمده تطبیق یابند. تعداد کسانی که تطبیق می‌یابند با یک تابع تطبیق کاپ- داگلاس توصیف می‌شوند:

$$mn_t = \sigma_m v_t^{\sigma} u_t^{1-\sigma} \qquad (۱۸)$$

mn_t تعداد افراد تطبیق یافته‌ی جدید، v_t تعداد فرصت‌های شغلی ارائه شده توسط کارآفرینان، u_t تعداد بیکاران، σ_m پارامتر حاکم بر کارآیی تطبیق[1] و σ کشش تابع تطبیق نسبت به فرصت‌های شغلی است. احتمال پر شدن فرصت‌های شغلی یک بنگاه در دوره t، $q_t^l = \frac{mn_t}{v_t}$ و احتمال پیدا کردن شغل توسط نیروی کار $s_t^l = \frac{mn_t}{u_t}$ خواهد بود. فشار بازار کار در هر دوره را به صورت زیر می‌توان تعریف کرد:

$$\theta \equiv \frac{V_t}{S_t} \qquad (۱۹)$$

در هر دوره، هر بنگاه با احتمال ثابت $1-\lambda$، ممکن است w_t^n دستمزد اسمی (W_t دستمزد واقعی = $w_t = \frac{w_t^n}{p_t}$) را مورد مذاکره مجدد قرار دهد و دستمزدهای بهینه w_t^{*n} را پرداخت کند. همچنین، با احتمال λ بنگاه‌ها در دوره جاری مجاز به مذاکره برای تعیین دستمزد نیستند و به کارگران موجود و تازه استخدام شده بر اساس شاخص زیر پرداخت خواهند کرد.

$$w_{jt}^n = \bar{\gamma} w_{jt-1}^n \pi_{t-1}^{\gamma} \qquad (۲۰)$$

1. Matching Efficiency

که در آن $\bar{\gamma} = \pi^{1-\gamma}$ و $\gamma \in [0,1]$ منعکس‌کننده درجه شاخص‌سازی تورم است. در یک مدل استاندارد تطبیق و جستجو چنانچه H مازاد رفاه نیروی کار و J مازاد رفاه بنگاه از استخدام نیروی کار باشد بنابراین، بنگاه با مسئله‌ی زیر مواجه خواهد بود:

$$\max H_t(w^n_{jt})^{\eta_t} j_t(w^n_{jt})^{1-\eta_t} \qquad (۲۱)$$

s.t.

$w^n_{jt+i} = w^{n*}_{jt+i}$ با احتمال $1-\lambda$

$w^n_{jt+i} = \bar{\gamma} w^n_{jt+i-1}\pi^{\gamma}_{t+i-1}$ با احتمال λ

که در آن $J_t(j)$ ارزش ناشی از افزودن نیروی کار جدید برای بنگاه است که از اختلاف بین ارزش تولید نهایی نیروی کار با دستمزدهای پرداختی و هزینه تعدیل نیروی کار و ارزش تنزیل شده آینده خواهد بود.

$$J_t(j) = p^w_t(1-\alpha)\frac{y_t(j)}{L_t(j)} - w_t(j) \\ -\beta E_t \Lambda_{t,t+1}\frac{\kappa}{2}x_{t+1}(j)^2 + E_t\frac{L_{t+1}}{L_t}(j)\beta\Lambda_{t,t+1}J_{t+1}(j) \qquad (۲۲)$$

جایی که p^w_t قیمت کالاهای عمده‌فروشی، $\frac{\kappa}{2}x_t(j)^2$ هزینه تعدیل درجه دوم برای نیروی کار و $\beta E_t \Lambda_{t,t+1}$ نرخ تنزیل و $\Lambda_{t,t+1}$ نرخ جانشینی مصرف دو دوره‌ی متوالی است. مازاد رفاه نیروی کار H_t از اختلاف منافع کار کردن در صورت اشتغال (دستمزد) با منافع بیکاری در صورت عدم کار کردن (b) و ارزش تنزیل شده منافع آتی در صورت اشتغال به دست خواهد آمد.

$$H_t(j) = w_t(j) - \bar{b} + \beta E_t \Lambda_{t,t+1}\left[\rho H_{t+1}(j) - s^l_{t+1}H_{t+1}\right] \qquad (۲۳)$$

شرط مرتبه اول از چانه‌زنی نش به صورت زیر به دست خواهد آمد که در آن η پارامتر قدرت چانه‌زنی کارگران است.

$$\eta p_t \frac{\partial H_t(w_{jt}^{n})}{\partial w_{jt}^{n}} J_t(w_t^{*n}) = (1-\eta) p_t \frac{\partial J_t(w_{jt}^{n})}{\partial w_{jt}^{n}(w_t^{*n})} H_t(w_t^{*n}) \qquad (۲۴)$$

۴-۴- دولت

دولت سعی می‌کند مخارج خود را از طریق مالیات، درآمد نفت، افزایش پایه پولی (M_t-M_{t-1}) و فروش اوراق مشارکت متوازن سازد. بنابراین قید بودجه دولت به صورت زیر خواهد بود:

$$G_t + (1+r_{t-1}^{n})\frac{B_{t-1}}{p_t} = O_t + T_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{p_t} + \frac{B_t}{p_t} \qquad (۲۵)$$

که g از فرآیند AR(1) تبعیت می‌کند،

$$\log g_t = (1-\rho_x)\log g_{ss} + \rho_x \log g_{t-1} + \varepsilon_t^{g}, \varepsilon_t^{g} \square\ i.i.d.N\left(0,\sigma_{\varepsilon^g}^{2}\right) \qquad (۲۶)$$

که در آن g_{ss} مقدار باثبات مخارج دولت است. درآمدهای نفتی در کشورهای عضو اوپک با توجه به سهمیه آن‌ها صورت می‌گیرد، در نتیجه درآمدهای نفتی تابعی از میزان سهمیه، قیمت‌های جهانی نفت و نرخ ارز خواهد بود که همه این عوامل برون‌زا هستند. از این رو درآمدهای نفت را می‌توان به شکل یک فرآیند برون‌زای AR(1) با فرض یک تکانه که می‌تواند ناشی از صادرات نفت یا تغییر در قیمت نفت و یا تغییر در نرخ ارز باشد (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹) به صورت زیر (به صورت لگاریتمی خطی) نوشت:

$$O_t = \rho\ O_{t-1} + \varepsilon_t^{O} \quad , \quad \varepsilon_t^{o} \approx i.i.d\ N(0,\sigma_o^2) \qquad (۲۷)$$

۴-۵- بانک مرکزی

در خصوص قاعده سیاست پولی، مبنای ارائه این قاعده، درک سیاستی این واقعیت است که یک سیاست پولی مناسب باید هم نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی و هم تورم، حساس باشد و نرخ بهره باید به عنوان یک ابزار سیاستی کلیدی قابل تعدیل و انعطاف‌پذیر باشد (اکرمی و مهدی زاده، ۱۳۸۳ و ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۴). به طور معمول در الگوهای DSGE قاعده سیاست‌گذار پولی بر اساس قاعده تیلور است که طبق این قاعده نرخ بهره بر اساس میانگین وزنی

دو شکاف تورمی نسبت به تورم هدف و شکاف تولید واقعی نسبت به مقدار بلندمدت و بالقوه آن تعیین می‌شود. اگر تورم یا تولید از مقدار هدف یا بالقوه خود تجاوز نمایند، طبق این قاعده نرخ بهره وجوه فدرال باید افزایش یابد تا بتواند این شکاف را از بین ببرد. از سوی دیگر اگر تولید از سطح بالقوه کمتر شود و تورم از سطح هدف خود پایین‌تر بیاید، با کاهش نرخ وجوه فدرال می‌توان سمت عرضه و تقاضای اقتصاد را به تحرک واداشت (عرفانی و شمسیان، ۱۳۹۴: ۲۰۴).

اما در ایران نرخ بهره به‌صورت دستوری تعیین می‌شود، به این خاطر در اکثر مطالعات صورت گرفته با روش تعادل عمومی پویای تصادفی از قاعده نرخ رشد پول به جای نرخ بهره استفاده می‌کنند. فخر حسینی و همکاران (۱۳۹۱) و ابوالحسنی و همکاران (۱۳۹۵) معتقدند که با توجه به تبدیل درآمدهای نفتی به پول داخلی از یک طرف و عدم استقلال بانک مرکزی و تأمین بخشی از مخارج دولت از محل درآمد حق‌الضرب از طرف دیگر، شوک درآمد نفت و مخارج دولت بر حجم پول مؤثر است. بر این اساس قاعده سیاست پولی به صورت لگاریتمی خطی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$MB_t = \rho_M\, MB_{t-1} + (1-\rho_M)\overline{MB} + \omega_{or}\varepsilon_t^O + \omega_g \varepsilon_t^g + \upsilon_t \qquad (۲۸)$$

که در آن MB_t نرخ رشد حجم پول در دوره t، $\overline{MB}$ نرخ رشد باثبات پول، ε_t^O شوک درآمد نفت و ε_t^g شوک مخارج دولت است و ω_{or} و ω_g به ترتیب نشان‌دهنده هم‌بستگی درآمدهای نفتی و مخارج دولتی با رشد پول است. υ_t تکانه سیاست پولی است که فرض می‌شود از یک فرآیند AR(1) پیروی کند:

$$\upsilon_t = \rho_\upsilon\, \upsilon_{t-1} + \varepsilon_t^\upsilon \quad , \quad \varepsilon_t^\upsilon \approx i.i.d\ N(0,\sigma_m^2) \qquad (۲۹)$$

۴-۶- شرط تعادل

برای تسویه در بازار کالا و خدمات نیاز است کل عرضه برابر با کل تقاضا (جمع مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی و مخارج دولت و هزینه تعدیل نیروی کار) باشد که در آن Y شامل تولید نفتی و غیر نفتی است.

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \frac{\kappa}{2} x_t{}^2 E_t \qquad (۳۰)$$

۵- پارامتر دهی و تحلیل نتایج

پس از حل مدل و به دست آوردن شرایط مرتبه اول از آن‌جا که این معادلات همواره جواب صریحی را به دست نمی‌آورند، تقریب خطی آن‌ها حول یک نقطه مشخص محاسبه می‌گردد. بنابراین معادلات لگاریتم – خطی شده و در گام بعدی تخمین مدل یا به روش جایگزین کالیبره کردن آن است که در این پژوهش با استفاده از روش بیزین مدل تخمین زده می‌شود. در مرحله بعد به بررسی توابع واکنش آنی[1] متغیرهای مورد نظر در برابر تکانه‌های مختلف پرداخته می‌شود و بر اساس مبانی نظری و شواهد در دنیای واقعی، در مورد نحوه عکس‌العمل متغیر نسبت به تکانه قضاوت می‌گردد.

۵-۱- پارامتردهی الگو

در این بخش به برآورد مدل لگاریتم- خطی شده با استفاده از روش بیزین برای اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ با استفاده از داده‌های سالانه پرداخته می‌شود. این تحلیل بر اساس داده‌های تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری، نرخ مشارکت، پایه پولی، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری، مصرف و درآمد نفت به عنوان متغیرهای قابل مشاهده که از بانک اطلاعاتی سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گرفته شده، انجام شده است. برای واردکردن داده‌ها پس از لگاریتم‌گیری، با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات روندزدایی شده است.

قبل از وارد شدن به مرحله تخمین، ابتدا به کالیبره کردن پارامترها و یا نسبت‌هایی که نیاز به برآورد ندارند پرداخته می‌شود. جدول ۱ این پارامترها و نسبت‌های کالیبره شده را گزارش می‌دهد. برای تخمین پارامترهایی که برآورد شده‌اند باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین[2] آن‌ها مشخص شود. توزیع و میانگین و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزین پارامترها و انحراف معیار آنان، یعنی میانگین و انحراف معیار پسین[3]، در جدول ۲ ارائه شده است.

1. Impulse Response Function (IRF)
2. Prior
3. Posterior

همچنین توزیع پیشین و پسین برآوردی پارامترهای الگو در نمودار (۳) گزارش شده است.

جدول ۱: پارامترهای مقداردهی شده

c/y	نسبت مصرف به GDP (توکلیان، ۱۳۹۱)	۰/۵۳
g/y	نسبت مخارج دولت به GDP (توکلیان، ۱۳۹۱)	۰/۲۳
i/y	نسبت سرمایه‌گذاری به GDP (توکلیان، ۱۳۹۱)	۰/۲۲
o/g	نسبت درآمد نفت به مخارج دولت (محاسبات تحقیق)	۰/۴۴
t/g	نسبت مالیات به مخارج دولت (محاسبات تحقیق)	۰/۲۷
m/g	نسبت پایه پولی به مخارج دولت (محاسبات تحقیق)	۰/۹۷
b/g	نسبت اوراق مشارکت به مخارج دولت (محاسبات تحقیق)	۰/۰۱۸
δ	نرخ استهلاک (کمیجانی، ۱۳۸۹)	۰/۰۱۴
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده (متوسلی و همکاران)	۰/۹۸
s_t^l	نرخ پیدا کردن شغل (احسانی و همکاران، ۱۳۹۵)	۰/۷
ρ	نرخ باقیماندن کارگران در بنگاه (فرزین وش و همکاران، ۱۳۹۳)	۰/۹۲
ε	کشش جانشینی بین کالاهای خرده‌فروشی (شاهمرادی و همکاران)	۴/۳۳
σ	کشش افراد تطبیق یافته جدید نسبت به فرصت‌های شغلی (احسانی و همکاران)	۰/۵

۵-۲- بررسی توابع عکس‌العمل آنی

توابع عکس‌العمل آنی، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان، هنگام وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهند. در این قسمت به بررسی تکانه‌های مورد نظر بر متغیرهای بازار کار پرداخته می‌شود.

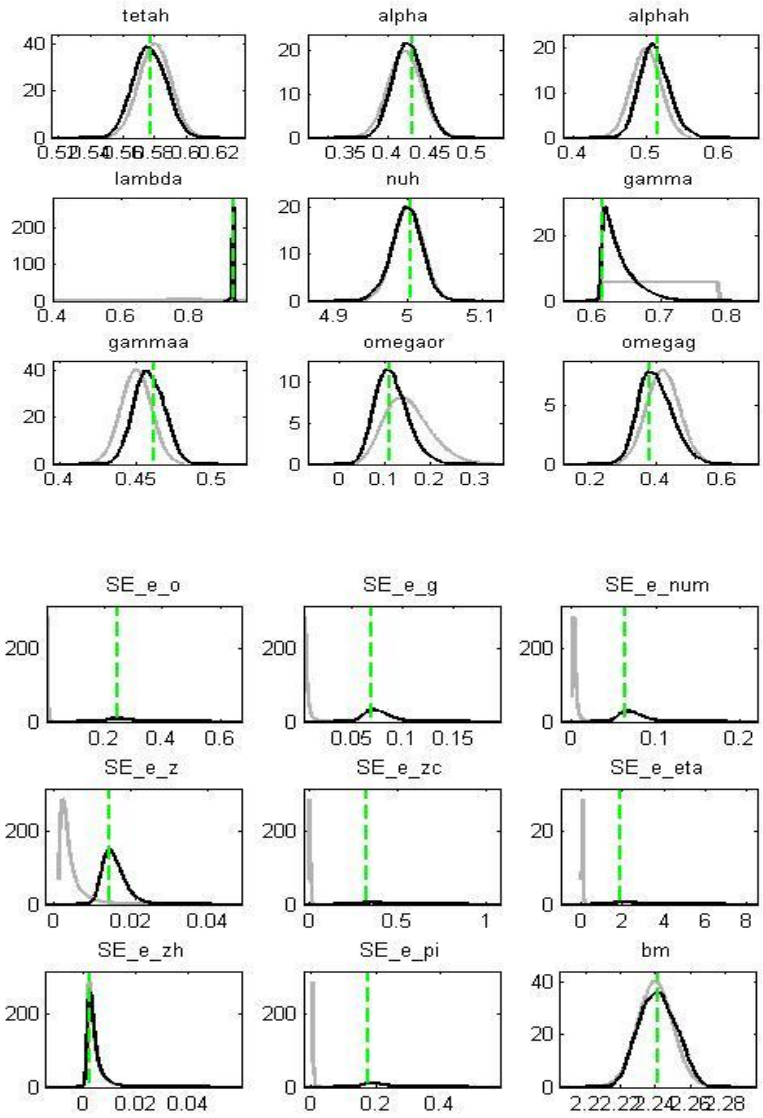
۵-۲-۱- اثر تکانه پولی

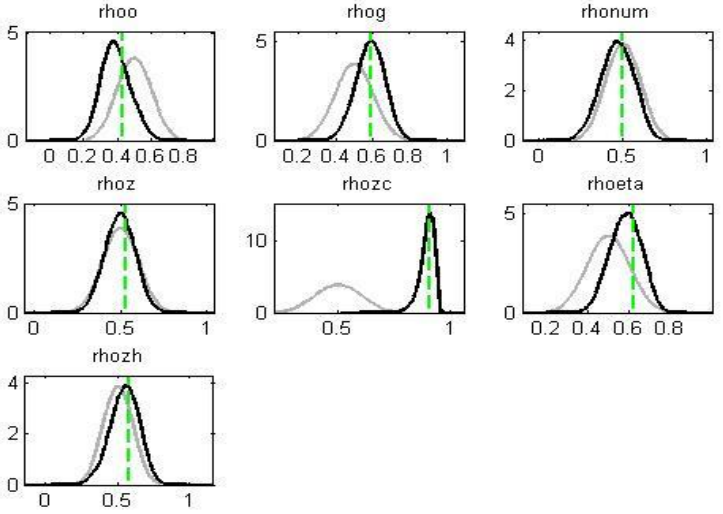
نمودار (۴) توابع عکس‌العمل آنی مربوط به شوک پولی را نشان می‌دهد. با وارد شدن یک شوک به نرخ رشد اسمی پایه پولی، تورم (pi) افزایش می‌یابد که مطابق انتظار است و این مسئله در اکثر مطالعات تجربی در خصوص رابطه این دو متغیر در اقتصاد ایران تأیید شده است. تولید نیز در واکنش به تکانه پولی ابتدا افزایش یافته و پس از چند دوره به مقدار باثبات خود بر می‌گردد. با ایجاد شرایط تورمی، نرخ بهره حقیقی و دستمزد نیروی کار کاهش می‌یابد. بنابراین بنگاه‌ها فرصت شغلی (v) بیشتری را ارائه داده و باعث افزایش اشتغال (e) می‌شود. نکته مهم در این الگو تغییرات هم‌جهت نرخ مشارکت (l) با تولید است که نشان می‌دهد نرخ مشارکت تغییرات هم‌جهت با ادوار تجاری دارد که این موضوع مطابق مبانی نظری و تجربی تحقیق است. همچنین بیکاری نیز در واکنش به این تکانه افزایش یافته است. توجیه این مطلب به این صورت خواهد بود

که با افزایش نرخ مشارکت بخشی از جمعیت غیر فعال وارد بازار کار شده و به دنبال شغل می‌گردند به بیان دیگر اندازه نیروی کار فعال تغییر کرده که موجب افزایش بیکاری می‌گردد.

جدول ۲: توزیع پیشین و پسین پارامترها

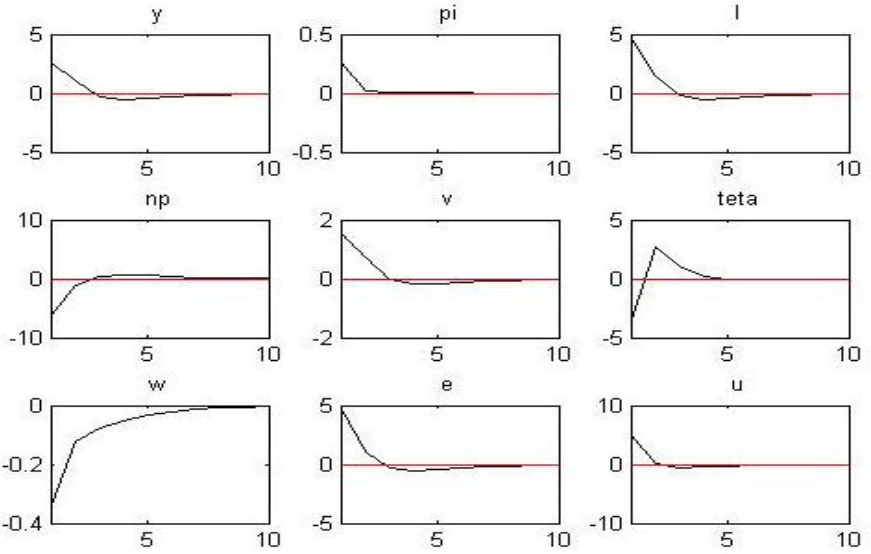
پارامتر	توضیحات	توزیع پیشین			منبع	توزیع پسین	
		توزیع	میانگین	انحراف معیار		میانگین	انحراف معیار
b_m	عکس کشش تراز حقیقی	گاما	۲,۲۴	۰,۰۱	کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱)	۲,۲۴۱	۰,۰۳۷
α	سهم سرمایه در تولید	بتا	۰,۴۱۲	۰,۰۱	مهرگان و همکاران (۱۳۹۳)	۰,۴۲۳	۰,۰۱۱
α_h	سهم نیروی کار در تولید کالای خانگی	بتا	۰,۵	۰,۰۲	(کمپولمی و گنوچی (۲۰۱۶	۰,۵۱	۰,۰۰۷
υ_h	عکس کشش کالای خانگی	گاما	۵	۰,۲	(کمپولمی و گنوچی (۲۰۱۶	۰,۴۹	۰,۰۰۸
ϑ	درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	بتا	۰,۵۸	۰,۰۲	کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱)	۰,۵۷	۰,۰۰۴۳
Γ	هزینه جستجوی خانوار	بتا	۰,۴۵	۰,۰۱	(کمپولمی و گنوچی (۲۰۱۶	۰,۴۵۸	۰,۰۰۴۹
γ	پارامتر شاخص‌سازی دستمزد	یکنواخت	۰,۷	۰,۰۵	(احسانی و همکاران (۱۳۹۵	۰,۶۷	۰,۰۲
ω_{or}	عکس‌العمل عرضه پول به شوک درآمد نفت	بتا	۰,۱۵	۰,۰۵	فخر حسینی و همکاران (۱۳۹۱)	۰,۱۱	۰,۰۲۲
ω_g	عکس‌العمل عرضه پول به شوک مخارج دولت	بتا	۰,۴۲	۰,۰۵	فخر حسینی و همکاران (۱۳۹۱)	۰,۳۹	۰,۰۰۱۹
ρ_g	ضریب فرآیند خود رگرسیون مخارج مصرفی دولت	بتا	۰,۵	۰,۱	–	۰,۵۸	۰,۰۴۵
ρ_o	ضریب فرآیند خود رگرسیون نفت	بتا	۰,۵	۰,۱	–	۰,۳۹	۰,۰۳۵
ρ_z	ضریب فرآیند خود رگرسیون شوک بهره‌وری	بتا	۰,۵	۰,۱	–	۰,۴۹	۰,۰۵
ρ_{nu}	ضریب فرآیند خود رگرسیون شوک پولی	بتا	۰,۵	۰,۱	–	۰,۴۶	۰,۰۵
ρ_{zc}	ضریب فرآیند خود رگرسیون شوک ترجیحات مصرف‌کننده	بتا	۰,۵	۰,۱		۰,۸۹	۰,۰۳
σ_z	انحراف معیار شوک تکنولوژی	گامای معکوس	۰,۰۵	۲	–	۰,۰۱۵	۰,۰۳
σ_o	انحراف معیار شوک درآمد نفتی	گامای معکوس	۰,۰۵	۲	–	۰,۲۶	۰,۰۴
σ_g	انحراف معیار شوک مخارج دولت	گامای معکوس	۰,۰۵	۲	–	۰,۰۷۱	۰,۰۱۳
σ_{zc}	انحراف معیار شوک ترجیحات مصرف‌کننده	گامای معکوس	۰,۰۵	۲		۰,۳۷	۰,۰۶
σ_{nu}	انحراف معیار شوک پولی	گامای معکوس	۰,۰۵	۲	–	۰,۰۷۴	۰,۰۱۳


tetah
alpha
alphah
lambda
nuh
gamma
gammaa
omegaor
omegag
SE_e_o
SE_e_g
SE_e_num
SE_e_z
SE_e_zc
SE_e_eta
SE_e_zh
SE_e_pi
bm



نمودار ۳: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

منبع: محاسبات تحقیق

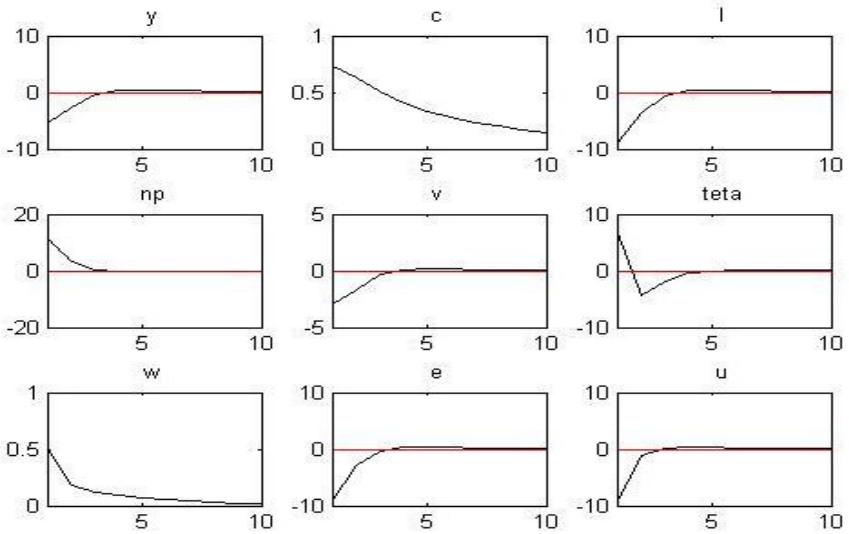


نمودار ۴: توابع عکس‌العمل آنی نسبت تکانه پولی

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۲-۲- تکانه ترجیحات مصرف‌کننده

نمودار (۵) توابع عکس‌العمل آنی مربوط به تکانه ترجیحات مصرف‌کننده را نشان می‌دهد. در واکنش به این تکانه مصرف (c) افزایش می‌یابد که با کاهش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری منجر به کاهش تولید می‌شود. اما اثر این شوک بر متغیرهای بازار کار بدین صورت است که نرخ مشارکت نیروی کار در واکنش به این شوک کاهش یافته است. کاهش سرمایه‌گذاری از یک طرف و افزایش دستمزدها به دلیل کاهش نرخ مشارکت از طرف دیگر باعث می‌شود که بنگاه‌ها فرصت شغلی کمتری را برای جذب نیروی کار جدید ارائه کنند که در نتیجه اشتغال کاهش یافته است اما نرخ بیکاری نیز کاهش یافته است. این مسئله را می‌توان به این صورت توجیه نمود که کاهش نرخ مشارکت به معنی آن است که بخشی از جمعیت در سن کار از بازار خارج شده‌اند (غیر فعال شده‌اند) و دیگر نیروی کار بیکار به حساب نمی‌آیند.



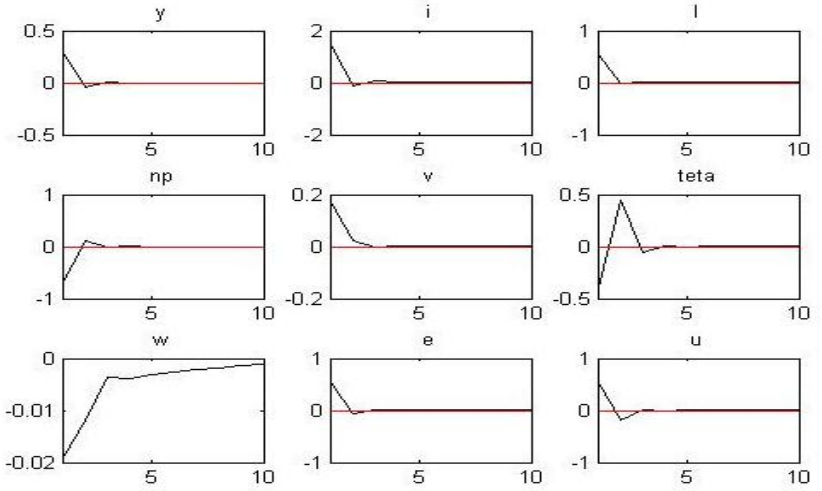
نمودار ۵: توابع عکس‌العمل آنی نسبت تکانه ترجیحات مصرف‌کننده

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۲-۳- تکانه تکنولوژی

نمودار (۶) توابع عکس‌العمل آنی مربوط به تکانه تکنولوژی را نشان می‌دهد. تکانه تکنولوژی نخست موجب افزایش تولید و سرمایه‌گذاری می‌شود و باگذشت زمان، تولید و سرمایه‌گذاری به سطح یکنواخت خود باز می‌گردند. نرخ مشارکت در واکنش به این تکانه نیز افزایش می‌یابد زیرا

زمان مناسبی برای خارج شدن از بازار کار برای تولید کالای خانگی و یا فراغت نیست که مطابق با تئوری است. در واکنش به افزایش تولید و سرمایه‌گذاری، بنگاه‌ها فرصت‌های شغلی بیشتری را به بازار ارائه می‌دهند که باعث افزایش اشتغال می‌شود. همچنین بیکاری در واکنش به شوک تکنولوژی نیز افزایش یافته است که این به دلیل تغییر نرخ مشارکت می‌باشد.



نمودار ۶: توابع عکس‌العمل آنی نسبت تکانه تکنولوژی

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۳- مشارکت درون‌زا در مقابل نرخ مشارکت برون‌زا

در مدل جایگزین فرض می‌شود نرخ مشارکت به صورت برون‌زا باشد در این صورت تولید کالای خانگی همانند قبل توسط معادله (۱) تعیین می‌شود اما مشارکت به صورت برون‌زا و به وسیله $L_t = L \in (0,1)$ تعیین می‌شود. در این صورت معادلات بازار کار نیز تغییر کرده و به‌صورت زیر خواهند شد.

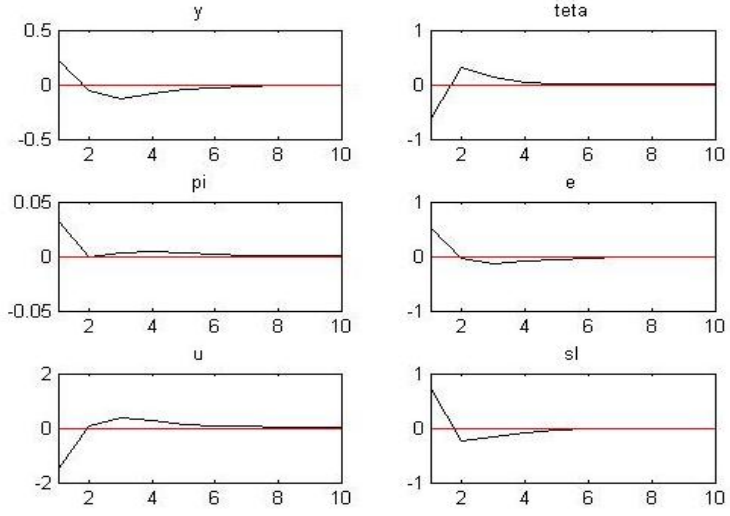
$$L = E_t + U_t \qquad (۳۱)$$

$$S_t = L - (1-\rho)E_{t-1} \qquad (۳۲)$$

$$E_t = \rho(1-f_t)E_{t-1} + Lf_t \qquad (۳۳)$$

تفاوت این دو مدل این است U در مدل نرخ مشارکت درون‌زا به معنی نسبت بیکاران به‌کل جمعیت در سن کار است و در مدل برون‌زا به معنی نرخ بیکاری است که در تحلیل باید به این

نکته دقت شود. پس از شبیه‌سازی مدل جایگزین همانند مدل با نرخ مشارکت درون‌زا به بررسی توابع عکس‌العمل آنی پرداخته و در مورد نتایج دو مدل بحث خواهد شد. همان‌گونه که در نمودار ۷ مشخص است همانند حالت درون‌زا تولید و تورم افزایش یافته است. با ایجاد تورم و کاهش دستمزد حقیقی اشتغال افزایش یافته است اما در واکنش به یک شوک پولی بیکاری کاهش یافته است که این نتیجه‌گیری منطبق با نتایج فرزین وش و همکاران (۱۳۹۴) و احسانی و همکاران (۱۳۹۵) است. تفاوت اثرگذاری سیاست پولی در دو مدل را می‌توان با مقایسه معادله (۳۰) با معادله مدل درون‌زا ($L_t = 1 - N_t$) توجیه نمود. از آن‌جا که سمت چپ معادله (۳۰) در مدل برون‌زا ثابت است پس افزایش بیکاری به معنی کاهش اشتغال است و تغییرات هم‌جهت هر دو امکان‌پذیر نیست اما در مدل درون‌زا با تغییر نرخ مشارکت این دو متغیر می‌توانند تغییرات هم‌جهت داشته باشند. نکته‌ی مهمی که در هر دو مدل درون‌زا و برون‌زا مشترک می‌باشد این است که بعد از یک شوک پولی فشار بازار کار (teta) بعد از یک دوره افزایش یافته است.



نمودار ۷: توابع عکس‌العمل آنی در مدل برون‌زا نسبت تکانه پولی

منبع: محاسبات تحقیق

۶- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

هدف از این پژوهش در نظر گرفتن نرخ مشارکت در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و بررسی تأثیرگذاری شوک‌ها بر متغیرهای بازار کار می‌باشد. بدین منظور از مدل جستجو و تطبیق

سه وضعیتی استفاده گردید که در آن نیروی کار یا شاغل است یا بیکار و در غیر این صورت غیر فعال است. پس از حل و لگاریتمی خطی کردن الگو، با استفاده از نرم‌افزار داینار پارامترهای الگو به روش بیزین تخمین زده شد. همچنین نرخ مشارکت به دو صورت برون‌زا و درون‌زا در نظر گرفته شد. بررسی توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که:

تکانه پولی در هر دو مدل درون‌زا و برون‌زا تورم را افزایش داده و اثر آن بر تولید نیز مثبت بوده اما تأثیر آن کوتاه‌مدت است. با ایجاد شرایط تورمی دستمزد حقیقی نیروی کار کاهش یافته و بنگاه‌ها فرصت شغلی بیشتری را ارائه داده و باعث افزایش اشتغال در هر دو مدل می‌شوند. اما بیکاری در مدل درون‌زا در واکنش به شوک پولی افزایش یافته ولی در مدل برون‌زا افزایش اشتغال با کاهش بیکاری همراه بوده است که این به دلیل تغییر نرخ مشارکت در مدل درون‌زا می‌باشد. نکته‌ی دیگر این که بعد از یک شوک پولی فشار بازار کار در هر دو مدل بعد از یک دوره افزایش یافته است.

تکانه تکنولوژی در مدل درون‌زا نخست موجب افزایش تولید سرمایه‌گذاری می‌شود. نرخ مشارکت در واکنش به این تکانه نیز افزایش می‌یابد که مطابق با تئوری است. در واکنش به افزایش تولید و سرمایه‌گذاری، بنگاه‌ها فرصت‌های شغلی بیشتری را به بازار ارائه می‌دهند که باعث افزایش اشتغال می‌شود. همچنین بیکاری در واکنش به شوک تکنولوژی نیز افزایش یافته که این به دلیل تغییر نرخ مشارکت است.

تکانه ترجیحات مصرف‌کننده در مدل درون‌زا باعث افزایش تورم و کاهش تولید می‌شود. نرخ مشارکت نیروی کار در واکنش به این شوک کاهش یافته که باعث افزایش دستمزدها می‌شود و بنگاه‌ها فرصت شغلی کمتری ارائه داده‌اند در نتیجه اشتغال کاهش یافته است. اما از آن‌جا که نرخ مشارکت کاهش یافته در نتیجه بیکاری نیز کاهش یافته است (نیروی کار غیر فعال شده است).

ارزیابی دو الگو (مشارکت درون‌زا و برون‌زا) حکایت از آن دارد که سیاست پولی با در نظر گرفتن نرخ مشارکت درون‌زا می‌تواند اثرات متفاوتی بر متغیرهای بازار کار داشته باشد. بنابراین ارزیابی سیاست‌ها بر متغیر بازار کار با یک نرخ مشارکت برون‌زا می‌تواند گمراه‌کننده باشد. نکته مهم در الگوی درون‌زا تغییرات هم‌جهت نرخ مشارکت با تولید است که نشان می‌دهد نرخ مشارکت تغییرات هم‌جهت با ادوار تجاری دارد که منطبق بر حقایق تجربی اقتصاد است.

منابع و مآخذ

۱. احسانی، محمدعلی. کشاورز، هادی. و کشاورز، مسعود (۱۳۹۵). "تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات اشتغال با تأکید بر اشتغال بخش خصوصی". پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **۷**(۲۶): ۱۴۴-۱۲۵.

۲. بنی هاشمی، فریبا سادات. و محمدی، معصومه (۱۳۹۰). "تحلیل نرخ مشارکت اقتصادی در ایران". مجله بررسی‌های آمار رسمی ایران **۲۲**(۲): ۱۴۶-۱۳۷.

۳. فخرحسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۶). "بررسی اثرات سیاست مالی دولت بر عملکرد بازار دارائی در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی تعادل چندگانه در مدل جستجوی نیروی کار". نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی **۹**(۱۷): ۸۰-۵۱.

۴. فرزین وش، اسد اله. احسانی، محمدعلی. و کشاورز، هادی (۱۳۹۳). "تکانه‌های مالی و نوسانات بازار کار با وجود اصطکاک مالی". پژوهش‌های اقتصادی ایران **۱۹**(۵۹): ۳۷-۱.

۵. کمیجانی، اکبر. و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). "سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران". تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی **۲**(۸): ۱۱۷-۸۷.

۶. متوسلی، محمود. ابراهیمی، ایلناز. شاهمرادی، اصغر. و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی **۱۰**(۴): ۱۱۶-۸۷.

۷. مشیری، سعید. طایی، حسن. و پاشا زاده، حامد (۱۳۹۴). "عوامل مؤثر بر نرخ مشارکت نیروی کار در بازار کار ایران". پژوهش‌های اقتصادی **۱۵**(۲): ۷۲-۴۹.

۸. مهرگان، نادر. دلیری، حسن. و کردبچه، حمید (۱۳۹۳). "اثر تغییرات ساختار صنعت بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی بر اساس مدل DSGE". نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی **٦**(۱۱): ۳۳-۱.

۹. نظری محسن. و گوهریان، فاطمه (۱۳۸۱)."بررسی اثر متغیرهای سیاست پولی بر اشتغال به تفکیک بخش‌های عمده اقتصادی در ایران (۷۸-۱۳۴۵)". تحقیقات اقتصادی (۶۰): ۲۰۷-۱۸۷.

10. Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework". Journal of Monetary Economics **12**: 383-398.
11. Campolmi, A. & Gnocchi, S. (2016). "Labor Market Participation, Unemployment and Monetary Policy". Journal of Monetary Economics **79**: 17-29.
12. Christiano L. J. Trabandt, M. & Walentin, K. (2010). "Involuntary Unemployment and the Business Cycle". NBER Working Paper No. 15801.

13. Ebell, M. (2008)."Resurrecting the Participation Margin". CEP Discussion Paper No 873.
14. Erceg, Christopher J. & Levin, A. (2013). "Labor Force Participation and Monetary Policy in the Wake of the Great Recession. "IMF Working Paper 13/245.
15. Haefke, Ch. & Reiter, M. (2011). "What Do Participation Fluctuations Tell Us about Labor Supply Elasticities?". IZA Discussion Paper No. 6039.
16. Knotek, E. S. (2007). "How Useful is Okun's Law?". Economic Review (Q IV): 73-103.
17. Krause, M. U. Lopez-Salido, D. & Lubik, T. A. (2008). "Inflation Dynamics with Search Frictions: A Structural Econometric Analysis". Journal of Monetary Economics **55**: 892-916.
18. Levine, L. (2013). *Economic Growth and the Unemployment Rate*, Washington, DC: Congressional Research Service.
19. Liu, Y. (2014). "Endogenous Labor Force Participation, Involuntary Unemployment and Monetary Policy". UNSW Business School Research Paper No. 2014 ECON 41.
20. Moon, W. S. (2011). "Endogenous Labor Force Participation and Firing Costs". Labour Economics **18**: 607-623.
21. Osterholm, P. (2009). "Unemployment and Labour Force Participation in Sweden". Economic Letters No. 106.
22. Owyang, M. T. & Sekhposyan, T. (2012). "Okun's Law over the Business Cycle: Was the Great Recession all that Different?". Federal Reserve Bank of St. Louis Review 94.
23. Pries, M. & Rogerson, R. (2011). "Search Frictions and Labor Market Participation". European Economic Review **53**: 568-587.
24. Tripier, F. (2003). "Can the Labor Market Search Model Explain the Fluctuations of Allocations of Time?". Economic Modelling **21**: 131-146.
25. Tüzemen, D. (2017). "Labor Market Dynamics with Endogenous Labor Force Participation and on-the-job Search". Journal of Economic Dynamics & Control **75**: 28-51.
26. Veracierto, M. (2007). "On the Short-Run Effects of Labor Market Reforms". Journal of Monetary Economics **54**: 1213-1229.

Original Research Article

Labor force participation rate and the impact of monetary policy on labor market variables in a dynamic stochastic general equilibrium model

Hadi Keshavarz[1*]
Masoud Keshavarz[2]

Received: 02-01-2018 Accepted: 15-01-2019

Abstract

The purpose of this research is to determine the participation rate in a dynamic equilibrium model and to investigate the impact of shocks on labor market variables with an endogenous participation rate. For this purpose, a three-state search and matching model is used in which the labor force can be employed, unemployed or inactive (non-participation). For more accurate analysis, two models have been used. In the first model, the rate of economic participation is endogenous, but, in the second model, it is exogenous. Nash bargaining is also used to determine wages. By the estimation of the model parameters using the Bayesian method during 1997-201٤, the simulation results have indicated that the impulse response functions of production, inflation, employment, and participation rates against monetary and technological shocks are in accordance with theoretical expectations and data. However, the unemployment variable shows an increase in the model of in-person participation rates and a decrease in the exogenous participation rate, which is due to the change in the participation rate in the endogenous model. Therefore, evaluating policies on the labor market variable with an exogenous participation rate can be misleading.

Keywords: Labor market, Labor force participation rate, Monetary policy, Baysin method, Dynamic stochastic general equilibrium model
JEL Classification: E24, E52, C11, C60, J60.

1- Assistant Professor of Economics, Persian Gulf University
Email: hd.keshavarz@pgu.ac.ir
2- Expert of Plan and budget Organization of Fars province

Original Research Article

Bubble contagion: A case study of the exchange and stock markets in Tehran[1]

Madjid Hatefi Madjumerd[2*]
Mohsen Mehrara[3]

Received: 30-06-2018 Accepted: 11-09-2018

Abstract

The main objective of the study is to investigate the bubble contagion in two financial markets including the exchange and stock markets of Tehran during the period 2008-2018. First, the bubble occurrence in these two markets was dated by the use of the new methods of GSADF, SADF, and RADF. The results of this section showed that both markets were bubbling. The security markets had five periods of bubbles from 2010 to 2015, of which the fourth and the fifth bubbles were multiple. In the case of the foreign exchange market, the bubble occurred during the periods from 2011 to 2013 and from January to February 2018. Of those bubbles, only the third was multiple. In addition, the results confirmed the contagion of the second bubble in Tehran Stock Market to the foreign exchange market and the contagion of the third bubble of the foreign exchange market to Tehran Stock Market during the period under review. It was also found that the bubble contagion from the foreign exchange market to the stock market was more powerful than that from the stock market to the foreign exchange market.

Keywords: Bubble contagion, Bubble dating, Foreign exchange market, Tehran stock exchange market.
JEL classification: G01, G12, C22.

1- This research suported by the "Iran National Science Foundation (INSF)"
2-Postdoctoral Researcher, Faculty of Economics, University of Tehran
3- Professor, Faculty of Economics, University of Tehran
Email: mmehrara@ut.ac.ir

Original Research Article

The time inconsistency of monetary policies and its effect on the exchange rate fluctuation in Iran

Mansour Khalili Araghi[1*]
Mohsen Rahimzadeh Namvar[2]

Received: 17-06-2018 Accepted: 27-08-2018

Abstract

The concept of time inconsistency refers to the difference between optimality based on the past and the future. The purpose of this paper is to investigate the time inconsistency of monetary policies regarding the exchange rate in the Iranian economy during the period of 1989-2017. This period is broken down into four sub-time periods to evaluate the effects of that inconsistency along with the deviations in the exchange rate. In order to estimate the model parameters, the Generalized Method of Moments (GMM) has been used. Through differentiation of the policy for exchange rate and its effective factors, it is found that inflationary bias in the first and the second periods of this study has been less than that in the third and the fourth periods. Also, currency deviations have led to an increase in the exchange rate volatility due to instability in monetary policies and the inflation expectations of individuals.

Keywords: Exchange rate, Inflation rate, Time inconsistency, Commitment, Discretion, Generalized method of moments (GMM).
JEL classification: F31, P24, E58, C61, C13.

1- Professor, Faculty of Economics, Tehran University
Email: khalili@ut.ac.ir
2- Ph.D. Student, Faculty of Economics, Tehran University

Original Research Article

Identifying and evaluating the impact of environmental variables on the absorption of deposits in the banking system

Dariush Farid[1*]
Khashayar Moghadam[2]
Moslem Nilchi[3]

Received: 30-05-2018 Accepted: 08-12-2018

Abstract

Nowadays, bank deposits are one of the most important economic and social tools that depend on various business, service and economic conditions and have an important role in sustainable economic growth and development in countries. In order to provide financial assistance to depositors with privileged positions, equip the existing resources, and provide funds and create planning opportunities for the banking system, it is especially important to have access to adequate bank deposits.With a regard to the necessity of investigating and measuring the impact of economic variables on the amount of attracted deposits, we have used panel data to study the impacts of several factors on the amount of deposits in the banking system. These factors include the number of the employed, value added in various economic sectors and provinces, paid loans, active population, provincial household expenses, inflation rate, liquidity and weighted interest rate. The results are indicative of the fact that independent variables including service sector value added, paid loans and household expenses have positive impacts on the dependent variable. In contrast, the other variables including inflation and active population have a significant negative impact on the dependent variable. Different statistical tests were also conducted using the panel data to choose the random effect model as the final model. According to this model, there is no need to estimate separate regressions for each province.

Keywords: Environmental variables, Deposits, Banking system, Panel data.
JEL Classification: C23, E52, E41, N15.

1- Asosiet Professor of Finance, Yazd University
Email: fareed@yazd.ac.ir
2- Deputy of Research office, Tose Taavon bank
3- Ph.D Candidate in Finance, Yazd University

Original Research Article

On the effects of financial development on poverty: Empirical evidence from the member countries of the Islamic conference

Karim Azarbayjani[1]
Zahra Najafi[2*]
Somayeh Jamali[3]

Received: 29-04-2018 Accepted: 14-09-2018

Abstract

Poverty has always been regarded as one of the most destructive factors that negatively influence the social and economic classes of people in any given country. Obviously, a major goal of economic development is the fair distribution of income and reduction of poverty. Financial development can pave the way for the achievement of these aims and lower income inequalities directly or indirectly. Given that policy makers are always seeking ways to control poverty, investigating the relationship between financial development and poverty seems to be necessary. Therefore, the present study examines the relationship between the two factors within the time interval from 2003 to 2015 regarding the countries represented in the Islamic conference. According to our results, there is a reverse U relationship between those two factors, and most of the studied countries are on the upward part of the curve (U). The results also indicate that financial development reduces poverty more remarkably in high- and average-income countries and in those that are more committed to the rule of law.

Keywords: Financial development, Islamic conference organization, Panel data, Poverty.
JEL Classification: I30, G20, C23.

1- Assistant professor, Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
2- Department of Economics, Payame Noor University, Iran
Email: Najafi.29@gmail.com
3- Master of Science in Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Original Research Article

The effect of total factor productivity on mobilization of financial resources in the stock market of Iran

Mahdi Jafari[1*]
Abolfazl Shahabadi[2]

Received: 05-04-2018 Accepted: 06-10-2018

Abstract

The goal of investing and participating in the stock market and other markets is usually to achieve expected returns. Improving the total factor productivity leads to increased competitiveness, which contributes to the expansion of the market for the products of bourse companies both at home and abroad; the profitability of those companies is, thus, increased. As a result, the improvement of returns will increase the incentive for investors to direct their resources to bourse companies. Also, increasing the total factor productivity leads to an increase in the expected returns of bourse companies which, in turn, leads to increased demand for investment in the stock market. The aim of this study is to investigate the effect of total factor productivity on the mobilization of financial resources in Iran's stock market. For this purpose, quarterly data of the 1993-2015 period and Ordinary Least Squares are used. The results of the research show that total factor productivity has a positive and significant effect on the mobilization of the financial resources in the stock market. Similarly, other variables such as stock market liquidity, saving rate and the dummy variable of approval procedures for the online trading of securities have positive and significant effects on the mobilization of financial resources. However, the economic risk and return of rival markets have a negative and significant effect in this regard.

Keywords: Total factor productivity, Mobilization of financial resources, Stock market.
JEL Classifications: D24, O16, R53.

1- Faculty Member of Tolou-e-Mehr Non-profit Institute of Higher Education
Email: mahdi.jfr@gmail.com
2- Professor of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

Original Research Article

The impact of bank credits on economic growth considering the income level of provinces

Hamid Zoldgadr[1*]
Hossein Asgharpur[2]
Mohsen Purebadolahan[3]

Received: 18-10-2017 Accepted: 10-02-2018

Abstract

Increase of GDP in an economic system depends on the amount of investment, for which banks play a major role in providing funds. The purpose of this study is to investigate the effect of bank credits on the economic growth of provinces with the level of their income in focus. In order to assess the role of income level in the effectiveness of banking credits in economic growth, the provinces are divided into high-income and low-income groups. The econometric model of this research is determined using the panel data in 31 provinces and the dynamic panel during 2006-2014. The results show that the credits granted by banks have had positive and significant effects on economic growth in the provinces. Also, the impact of bank credits on economic growth is higher in the low-income provinces than in high-income ones, and the regional level of income has played an important role to promote the economic growth by bank credits. In addition, the effect of explanatory variables such as human capital, urbanization rate and current expenditures has been positive and significant on the growth of the provinces.

Keywords: Province economic growth, Bank credit, Level of income, Dynamic panel data.
JEL Classification: O4, E58, O18, C23.

1- Ph.D. of Monetary and Financial Economics of Tabriz University
2- Professor, Faculty of Economics, Management and Commerce, Tabriz University
Email: Asgharpurh@gmail.com
3-Associate Professor, Faculty of Economics, Management and Commerce, Tabriz University

Original Research Article

An analysis of the characteristics of anti-corruption policies with an emphasis on the structure of social order

Farshad Momeni[1]
Abbas Shakeri[2]
Ali ArabMazar Yazdi[3]
Seyyed Mohsen Azimi Dokht Shooroki[4*]

Received: 18-10-2017 Accepted: 27-04-2018

Abstract

In all societies, corruption is considered as a social damage that can cause numerous political and economic damages. It is also considered as one of the main obstacles to development. Therefore, anti-corruption policies have become a priority for countries, especially developing countries. This research is a descriptive-analytic study conducted by the polity IV index to address the principles of anti-corruption policies that should be taken into account. The results of the research suggest that providing conditions in which the society is allowed to move toward openness can help to reduce corruption. The examination of Iran's status also indicates that movement toward an open-access society can reduce corruption.

Keywords: Corruption, Limited access society, Open-access society, Corruption perceptions index, Polity index.
JEL Classification: H23.

1- Professor of Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University
2- Professor of Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University
3- Assistant Professor of Economics, Allameh Tabatabai University
4-: PHD Stdudent of Economics, Allameh Tabataba'i University
Email: smazimi75@gmail.com

Original Research Article

The relationship between income inequality and happiness inequality: A case study of Iran

Seyyed Parviz Jalili Kamju[1*]
Younes Nademi[2]

Received: 22-12-2017 Accepted: 22-02-2019

Abstract

The aim of this paper is to evaluate the effect of income inequality (II) on happiness inequality (HI) in Iran. For this purpose, the literature was reviewed for the relationship between II and HI including income marginal happiness descending, income smoothing theorem and inverted Maslow pyramid of happiness. Then, the factors that affect HI were estimated by means of a threshold regression model during the period of 1973-2014. The estimation results showed that II has a nonlinear and threshold impact on HI. Thus, the Maslow happiness theorem that describes the impact of II on happiness at the top of inverted pyramid was confirmed. In this case, when Gini coefficient is less than 0.416, in the low II regime, an increase in II has a significant negative impact on HI. This is because of being at the bottom of Maslow pyramid. However, after the threshold point, in the high II regime, an increase in II has a significant positive impact on HI because of moving up the pyramid. Therefore, smoothing income in a cross cutter or time series decreases the downward slope of income marginal happiness, which can decrease HI. Based on the results, policymakers are suggested to pay attention to the Gini threshold point of 0.416 to decrease HI. In addition, when II is higher than the threshold level, they can improve happiness distribution with income redistribution policies.

Keywords: Income marginal happiness, Happiness inverted pyramid Maslow, Income inequality, Happiness inequality.
JEL Classification: I 131, D63, Z13.

1- Assistant Professor in Economics, Ayatollah Borujerdi University, Iran
Email: Parviz.jalili@abru.ac.ir
2- Assistant Professor in Economics, Ayatollah Borujerdi University, Iran

Original Research Article

Determinants of monetary policy transparency in selected Middle East countries

Omid Sattari[1*]
Kazem Yavari[2]
Hassan Heydari[3]

Received: 11-05-2017 Accepted: 24-08-2018

Abstract

Theoretically speaking, monetary policy transparency usually refers to the informational symmetry between the central bank and the private sector. High degrees of transparency reduce uncertainty, improve the private-sector inference about the central bank goals, and increase the effectiveness of monetary policies. Over the last two decades, central banks around the world have taken a variety of steps to enhance monetary policy transparency. Nowadays, most central banks provide regular reports on recent economic and financial conditions, the stance of monetary policies, and the outlook for various goal variables. In addition, most central banks in advanced economies have adopted explicit numerical inflation targets in their conduct of monetary policies, which can be considered as an important aspect of monetary policy transparency. However, this movement toward transparency in Middle East countries has been so blunt. So, in this paper, using the panel data approach, the factors affecting the monetary policy transparency in these countries have been evaluated. The results from six estimated models show the negative and significant effects of the past inflation and positive effect of per capita GDP, financial deepening and openness index enhancement. While government efficiency, as an institutional factor, has been affective on the central bank transparency, other institutional variables have no significant influence.

Keywords: Central bank transparency, Panel data, Monetary policy, Middle East economies.
JEL Classification: E52, E59, C23.

1- Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Vali-e-Asr University, Rafsanjan, Iran
2- Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics,Yazd University
Email: Kyavari@yazd.ac.ir
3- Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

Original Research Article

Analysis of the Factors that Create Poverty in Iran through the Pseudo-Panel Data Approach

Kamal Ghazanfari Aghdam[1*]
Zahra Mila ELmi[2]

Received: 21-08-2017 Accepted: 11-09-2018

Abstract

Poverty, as a socio-economic problem, prevents societies to attain sustainable development and growth. Therefore, poverty reduction is one of the objectives of developing countries. Knowing the status of poverty and its determinants is essential for the successful implementation of poverty reduction policies. Therefore, in this study, after the calculation of the relative poverty line in the urban and rural areas of each province by using the micro data on the income-expenditure of 38303 households gathered by the statistical center of Iran in 2013, the poor families were identified. On the basis of the initial processing of the data, it is recommended that poverty alleviation programmers pay attention to spatial planning.

In the next step, to examine the effective factors in the probability of going out of poverty, the model was estimated with the maximum likelihood method. The results of the regression logit model based on pseudo-panel data with random effects showed that female-headed households are supposed to be in poverty more than males. Also, variables such as the education level of the head, statement of his or her income, and the number of the educated and the number of employees in the household have a significant effect on the probability of going out of poverty. Being in poverty is strongly associated with household size and living in urban areas. The effect of the head's age on poverty is U shaped. It means, when the head is young, the probability of being poor is low. On the other hand, when the head is in pension years or old ages, the probability of being poor is high. Therefore, in poverty eradication programs, the government should pay attention to the elderly, especially females who head households with no income.

Keywords: Relative poverty line, Rural poverty, Urban poverty, Logit model of pseudo- panel data, Income-expenditure survey, Iran.
JEL Classification: I32, C23, R20.

1- M.A student in Economics at University of Mazandaran
2- Professor in University of Mazandaran
Email: z.elmi@umz.ac.ir

Original Research Article

Analysis of the exchange market pressure in Iran's economy through the Threshold Vector Autoregressive (TVAR) model approach

Elham Amrollahi Bioki[1]
Seyed Yahya Abtahi[2*]
Tahereh Aliheidari Bioki[3]

Received: 17-09-2017 Accepted: 05-06-2018

Abstract

The effect of exchange rate fluctuations on domestic prices plays a crucial role in designing and implementing macroeconomic policies. Thus, it is of great importance to discern the exchange market pressure, including the range of changes in foreign reserves and the exchange rates, as a measure to efficiently manage macroeconomics especially for developing economies. The present study aims to investigate and analyze the behavior of exchange market pressure in Iran in 1990-2012. To this goal, the exchange market pressure index has been computed using the procedures proposed by Edwards (2002) and Kumah (2007). With regard to the fact that the exchange market pressure index in Iran is nonlinear, the results of the analysis through the Threshold Vector Autoregressive Model indicate that lagged variables have no significant effect on exchange market pressure when it is in a low regime, but, when the regime shifts towards a high pressure in exchange markets, the index for market exchange pressure increases. The findings also suggest that money growth and inflation have significant effects on exchange market pressure. Therefore, implementing contractionary policies in a monetary system as well as curbing inflation can regulate the pressure of the market exchange.

Keywords: Exchange market pressure, Monetary policy, Threshold Vector Autoregressive Model.
JEL Classification: C32, E52, F31, F41.

1- Department of Economic, Management and Accounting, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran
2- Department of Economic, Management and Accounting, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran
Email: abtahi@iauyazd.ac.ir
3- Department of Industrial Engineering, Faculty of Engineering, Islamic Azad University, West Tehran Branch, Tehran, Iran

ABSTRACTS

Table of Contents

Title Page

Analysis of the exchange market pressure in Iran's economy through the Threshold Vector Autoregressive (TVAR) model approach **7**
Elham Amrollahi Bioki, Seyed Yahya Abtahi, Tahereh Aliheidari Bioki

Analysis of the Factors that Create Poverty in Iran through the Pseudo-Panel Data Approach **8**
Kamal Ghazanfari Aghdam, Zahra Mila ELmi

Determinants of monetary policy transparency in selected Middle East countries **9**
Omid Sattari, Kazem Yavari, Hassan Heydari

The relationship between income inequality and happiness inequality: A case study of Iran **10**
Seyyed Parviz Jalili Kamju, Younes Nademi

An analysis of the characteristics of anti-corruption policies with an emphasis on the structure of social order **11**
Farshad Momeni, Abbas Shakeri, Ali ArabMazar Yazdi, Seyyed Mohsen Azimi Dokht Shooroki

The impact of bank credits on economic growth considering the income level of provinces **12**
Hamid Zoldgadr, Hossein Asgharpur, Mohsen Purebadolahan

The effect of total factor productivity on mobilization of financial resources in the stock market of Iran **13**
Mahdi Jafari, Abolfazl Shahabadi

On the effects of financial development on poverty: Empirical evidence from the member countries of the Islamic conference **14**
Karim Azarbayjani, Zahra Najafi, Somayeh Jamali

Identifying and evaluating the impact of environmental variables on the absorption of deposits in the banking system **15**
Dariush Farid, Khashayar Moghadam, Moslem Nilchi

The time inconsistency of monetary policies and its effect on the exchange rate fluctuation in Iran **16**
Mansour Khalili Araghi, Mohsen Rahimzadeh Namvar

Bubble contagion: A case study of the exchange and stock markets in Tehran **17**
Madjid Hatefi Madjumerd, Mohsen Mehrara

Labor force participation rate and the impact of monetary policy on labor market variables in a dynamic stochastic general equilibrium model **18**
Hadi Keshavarz, Masoud Keshavarz

Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Volume.11, No.21, Spring & Summer 2019

Address

Business School, Department of Economic, Yazd University, Yazd, Iran

P.O. Box: 89195-741 **Postal Code:** 8916869511

Website: www.ep.yazd.ac.ir

Email: epj@journals.yazd.ac.ir

Telephone: (035) 31233439

Fax: (035) 31233439

فرم اشتراک

نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی

نام مؤسسه یا سازمان: **زمینه فعالیت:**

نام خانوادگی: **نام:**

تحصیلات: **رشته و گرایش:**

تعداد مورد نیاز هر شماره:

اشتراک از شماره: **تا شماره:**

نشانی:

تلفن: **نمابر:**

Email:

تاریخ و امضاء:

حق اشتراک سالیانه (با احتساب هزینه ارسال)**۷۰۰۰۰ ریال**

حق اشتراک سالیانه دانشجویان (با ارسال کپی کارت دانشجویی)**۴۰۰۰۰ ریال**

لطفاً وجه مورد نظر را به حساب فراگیر ۷۸۷۴۰۵۹۰۱۷ بانک تجارت، شعبه دانشگاه یزد (کد شعبه: ۲۰۰۷۵) به نام درآمدهای اختصاصی دانشگاه یزد (قابل پرداخت در تمامی شعب بانک تجارت سراسر کشور) واریز و اصل رسید بانکی را به همراه این برگ به نشانی زیر ارسال فرمایید.

یزد- دانشگاه یزد- پردیسه اصلی- نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی

صندوق پستی: ۷۴۱ -۸۹۱۹۵، کدپستی: ۸۹۱۶۸۶۹۵۱۱