تحقیقات اقتصادی

دانشکده اقتصاد

دوره‌ی ۵۶، شماره‌ی ۱، بهار ۱۴۰۰ شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹

نابرابری تورمی و تأثیر واکنش خانوار بر میزان آن: شواهدی از ایران / علیرضا آذربایجانی، تیمور رحمانی، سید علی مدنی‌زاده، حسن افروزی..... ۱-۲۴

به‌کارگیری متوسط فاصله انتشار در شناسایی زنجیره‌های تولید و نسبت آن با ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص و تخصص‌گرایی عمودی؛ مطالعه موردی اقتصاد ایران / علی‌اصغر بانوئی، بهاره فهیمی..... ۲۵-۵۸

اولویت‌بندی صنایع کشور بر اساس تفکر نظام بانکی / صادق قادری کنگاوری، محمد علی شاه حسینی..... ۵۹-۸۵

ارزیابی تأثیر سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی ایران بر نرخ تورم کاربرد مدل MGARCH-BEEK / عبدالامیر کاظمی‌زاده، داریوش حسنوند، سید پرویز جلیلی کامجو، فرهاد ترحمی..... ۸۷-۱۱۰

نقش کیفیت نهادها در اثرگذاری رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی (رویکرد PSTR) / دلنیا مختاری فر، یوسف محمدزاده، جمال الدین محسنی زنوزی..... ۱۱۱-۱۴۳

اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران؛ رهیافت GMM در سری‌های زمانی و منطق فازی / زانا مظفری..... ۱۴۵-۱۷۱

محاسبه و مقایسه ریسک سیستمیک با استفاده از معیارهای **ΔCOVaR_DCC** و **MES** و تحلیل تغییرات آن در چارچوب مدل مارکوف سوئیچینگ در شبکه بانکی کشور (۱۳۹۸-۱۳۸۸) / سید علی ناصری، فرخنده جبل عاملی، سجاد برخورداری دورباش..... ۱۷۳-۲۰۴

دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز
دانشکده‌ی اقتصاد

مدیر مسئول
علی سوری

سردبیر
جعفر عبادی

امور اجرایی
معصومه تقی‌زاده قهی

ویراستاری
زهرا اسدی

هیأت تحریریه: حمید ابریشمی (استاد دانشگاه تهران)، محسن بهمنی اسکویی (استاد دانشگاه ویسکانسین - میلواکی آمریکا)، حسن سبحانی (استاد دانشگاه تهران)، غلامعلی شرزه‌ای (دانشیار دانشگاه تهران)، جعفر عبادی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسین عباسی‌نژاد (استاد دانشگاه تهران)، اکبر کمیجانی (استاد دانشگاه تهران)، سعید مهدوی (استاد دانشگاه تگزاس آمریکا)، عباس میرآخور (استاد، مدیر اجرایی- صندوق بین‌المللی پول)، محمد نقی‌زاده (استاد دانشگاه میجی گاکوین، ژاپن).

داوران این شماره:
سجاد برخورداری، فاطمه بزازان، احمد جعفری صمیمی، زهرا خشنود، هدی زبیری، وحید شقاقی شهری، عزت‌اله عباسیان، علیرضا عرفانی، مصطفی کریم‌زاده، محمدعلی متفکرآزاد، محمدرضا منجذب، محسن مهرآرا، نادر مهرگان

به استناد بند ج تبصره‌ی ۳۶ قانون بودجه‌ی سال ۱۳۶۳ و نیز بند ج تبصره‌ی ۳۴ قانون بودجه‌ی سال ۱۳۶۴ و در اجرای آیین نامه‌ی تأیید اعتبار و تشخیص ضرورت انتشار مجلات و نشریات علمی و براساس رأی یکصد و پنجاه و ششمین جلسه مورخ ۸۰/۱۲/۱۱ کمیسیون بررسی نشریات علمی‌کشور مجله‌ی تحقیقات اقتصادی (دانشگاه تهران) حائز شرایط دریافت درجه‌ی علمی- پژوهشی شناخته شد.
چاپ مقاله‌های این نشریه به‌معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.

Journal of Economic Literature
American Economic Association Publications
2403 SIDNEY STREET, SUITE 260
PITTSBURGH, PENNSYLVANIA 15203
Telephone (412) 432-2300
Fax (412) 431-3014

October 26, 2004

Dear Professor Araghi,

Thank you for providing a copy of *Tahghighat - e - Eghtesadi* to the *Journal of Economic Literature* (*JEL*). The journal has been evaluated and accepted for listing in the AEA electronic indexes, which are included in *JEL* on CD, e-*JEL*, and EconLit.

We require that you send us copies of all individual issues of the journal, beginning with your 2004 issues. Although it is not a requirement, we would appreciate a copy of the Table of Contents with suggested classifications noted for each article. The classification system used in *JEL* can be found at http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html. Please use the three-character codes, which represent the most specific level of detail.

This arrangement, which is subject to periodic review and may be changed in the future, carries an exchange provision: The American Economic Association provides the editors of listed journals with complimentary copies of *JEL* on CD.

Please find enclosed an information form and instructions concerning the provision of abstracts for the AEA indexes. I am also enclosing promotional literature describing the indexes. If you have any questions, please let me know.

Sincerely yours,

Drucilla Ekwurzel
Associate Editor

Professor Mansour Khalili Araghi
Faculty of Economics
Journal Office
University of Tehran
PO Box 14155-6445, Tehran

شرایط پذیرش مقاله‌ها در فصلنامه و چگونگی ارسال آن‌ها

شرایط قبول مقاله‌ها

الف: از لحاظ محتوا

۱- مرتبط با رشته اقتصاد باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

۳- حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده باشد.

۴- قبلاً برای هیچ یک از نشریات داخلی و خارجی ارسال و یا در هیچ یک از آن‌ها چاپ نشده باشد. (در ضمن تا سه ماه بعد از ارسال مقاله به این مجله از ارسال آن به مجله دیگر خودداری فرمایید. در غیراین صورت از پذیرش مقالات بعدی معذوریم)

ب: از لحاظ شکل ظاهری

۱- مقاله باید حاوی نام و نام خانوادگی، وابستگی شغلی ((Affiliation، آدرس و ایمیل (نویسندگان) به هر دو زبان فارسی و انگلیسی باشد. هم‌چنین باید نویسنده مسئول به‌صورت پانویس مشخص گردد.

۲- پس از عنوان و مشخصات نویسندگان، چکیده به هر دو زبان فارس و انگلیسی و با حداقل ۸۰ و حداکثر ۲۵۰ کلمه آورده شود.

۳- پس از چکیده، واژه‌های کلیدی و طبقه‌بندی JEL (فارسی و انگلیسی) آورده شود. تعداد واژه‌های کلید حداقل ۳ و حداکثر ۷ کلمه باشد.

۴- متن فارسی مقاله با قلم بی‌نازنین ۱۳ و لاتین Time New Roman11 و فاصله سطرها ۰/۹۵ و فاصله مجازی نیز باید رعایت گردد و مقاله در صفحه A4 و حاشیه راست ۴/۵cm، چپ ۴/۵cm، بالا ۵/۵cm و پایین ۶cm تنظیم گردد. عنوان جداول در بالای جداول و عنوان نمودارها در پایین نمودار قرار گیرد. نمودارها از وضوح مناسبی برخوردار باشند. جداول، فرمول‌ها به‌صورت تصویر نباشند، اعداد داخل فرمول، جداول و شکل‌ها به‌صورت فارسی باشد و از نقطه و یا ویرگول به جای ممیز استفاده نشود.

۵- فهرست منابعی که مورد استفاده قرار گرفته با رعایت الگوی ارجاع دهی APA و ذکر شماره و ترتیب حروف الفبا به‌صورت زیر درج شود.

برای نمونه از سایت: http://www.usq.edu.au/library/referencing/apa-referencing-guide استفاده شود

الف) کتاب تالیف شده با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام نویسنده، (تاریخ نشر). نام کتاب. محل انتشار: ناشر.

ب) کتاب تالیف شده با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام نویسنده، ...، و (در ارجاعات انگلیسی از &) آخرین نام خانوادگی، آخرین نام نویسنده (تاریخ نشر). نام کتاب. محل انتشار: ناشر.

ج) کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی و نام مولف (تاریخ ترجمه)، نام کتاب به‌فارسی (مترجم: نام ونام خانوادگی مترجم). محل انتشار: ناشر (تاریخ تألیف).
د) مقاله با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات
هـ) مقاله با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام نویسنده، ...، و (در ارجاعات انگلیسی از &) آخرین نام خانوادگی، آخرین نام نویسنده (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات.

۶- فایل نهایی مقاله ارسالی باید از لحاظ صفحه‌آرایی کاملاً با فرمت مجله مطابقت داشته باشد.
۷- برای دریافت اصلاحات بیش‌تر به سایت http://jte.ut.ac.ir/ مراجعه فرمایید.

ضوابط نهایی پذیرش مقاله برای چاپ در فصل‌نامه

مقاله‌های تالیفی و تحقیقی حداقل توسط دو تن از داوران که به‌وسیله هیأت تحریریه مشخص می‌شوند، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در صورت تعارض نظرات داوران، مقاله توسط داور سوم ارزیابی می‌شود. پذیرش نهایی مقاله منوط به موافقت قطعی هیأت تحریریه است.

نحوه‌ی ارسال مقاله

خواهشمند است مقاله‌های خود را تنها در سایت مجله با آدرس http://jte.ut.ac.ir بارگذاری نمایید. برای این امر لازم است تا پس از مراجعه به سایت مجله و کلیک بر روی بخش (ارسال مقاله)، ابتدا ثبت‌نام نموده و سپس مطابق با راهنمای موجود در سایت، مقاله خود را بارگذاری نمایید. بدیهی است به هیچ یک از مقالاتی که از روش‌های دیگر برای مجله فرستاده می‌شوند. ترتیب اثر داده نخواهد شد.

این نشریه در پایگاه داخلی اطلاعات علمی دانشگاه تهران ((Journals.ut.ac.ir، پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (www.sid.ir)، بانک اطلاعات نشریات کشور(magiran.com) ، کتابخانه منطقه‌ای علوم و تکنولوژی شیراز (srlst.com) و در پایگاه‌های بین‌المللی (aeaweb.org) AEA و Econlit (http://www.Econlit.o rg) نمایه می‌شود.

آدرس: تهران- خ کارگر شمالی- دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران - مجله تحقیقات اقتصادی
تلفن: ۸۸۰۲۶۴۱۹ فاکس دفتر مجله: ۸۸۰۲۹۰۳۸ فاکس دانشکده: ۸۸۶۳۲۴۷۲ Email: tahghighat@ut.ac.ir

فهرست مطالب

عنوان صفحه

نابرابری تورمی و تأثیر واکنش خانوار بر میزان آن: شواهدی از ایران / علیرضا آذربایجانی، تیمور رحمانی، سید علی مدنی‌زاده، حسن افروزی..... ۱-۲۴

به‌کارگیری متوسط فاصله انتشار در شناسایی زنجیره‌های تولید و نسبت آن با ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص و تخصص‌گرایی عمودی؛ مطالعه موردی اقتصاد ایران / علی‌اصغر بانوئی، بهاره فهیمی..... ۲۵-۵۸

اولویت‌بندی صنایع کشور بر اساس تفکر نظام بانکی / صادق قادری کنگاوری، محمد علی شاه حسینی..... ۵۹-۸۵

ارزیابی تأثیر سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی ایران بر نرخ تورم کاربرد مدل MGARCH-BEEK / عبدالامیر کاظمی‌زاده، داریوش حسنوند، سید پرویز جلیلی کامجو، فرهاد ترحمی..... ۸۷-۱۱۰

نقش کیفیت نهادها در اثرگذاری رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی (رویکرد PSTR) / دلنیا مختاری فر، یوسف محمدزاده، جمال الدین محسنی زنوزی..... ۱۱۱-۱۴۳

اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران؛ رهیافت GMM در سری‌های زمانی و منطق فازی / زانا مظفری..... ۱۴۵-۱۷۱

محاسبه و مقایسه ریسک سیستمیک با استفاده از معیارهای **ΔCOVaR_DCC** و **MES** و تحلیل تغییرات آن در چارچوب مدل مارکوف سوئیچینگ در شبکه بانکی کشور (۱۳۹۸-۱۳۸۸) / سید علی ناصری، فرخنده جبل عاملی، سجاد برخورداری دورباش..... ۱۷۳-۲۰۴

چکیده لاتین

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰/ ص ۲۴-۱

نابرابری تورمی و تأثیر واکنش خانوار بر میزان آن: شواهدی از ایران

DOI: 10.22059/JTE.2021.84924

علیرضا آذربایجانی*[۱]، تیمور رحمانی**[۲]، سید علی مدنی‌زاده [۳]، حسن افروزی [۴]

۱. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ar.azarbayejani@ut.ac.ir

۲. دانشیار، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، trahmani@ut.ac.ir

۳. استادیار، دانشکده اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، madanizadeh@sharif.edu

۴. استادیار، دانشگاه کلمبیا، hassan@afrouzi.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۱۲

چکیده

در این مطالعه نابرابری تورمی بین دهک‌های مختلف جامعه مربوط به سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهدکه عامل مهم در ایجاد نابرابری تورمی، متفاوت بودن الگوی خرید خانوارها در دهک‌های درآمدی مختلف و همچنین تفاوت در واکنش خانوارها در دهک‌های مختلف نسبت به تورم است. متفاوت بودن الگوی خرید خانوارها در دهک‌های مختلف سبب می‌شود تا به ازای هر واحد افزایش تورم متوسط، میزان نابرابری تورمی بین قشر ثروتمند و فقیر جامعه، به اندازه ۱۲ درصد افزایش یابد. از سوی دیگر، تفاوت در قدرت خرید خانوارها سبب می‌شود تا آنها واکنش متفاوتی نسبت به تورم تحمیلی نشان دهند، بدین صورت که تغییر الگوی مصرف خانوارهای ثروتمند سبب می‌شود اثر تورم تحمیلی بر آنها به میزان ۵ درصد کاهش یابد، ولی اجبار به افزایش سهم کالاهای ضروری جهت خانوارهای فقیر، میزان تورم تحمیلی به آن‌ها را تا ۴٪ افزایش می‌دهد، به طوری که در ازای هر واحد افزایش تورم متوسط، میزان نابرابری تورمی احساس شده توسط خانوارها نسبت به حالت قبل تا ۲۰ درصد افزایش یابد، به عبارت دیگر واکنش خانوارها نسبت به تورم سبب رشد ۶۶ درصدی نابرابری تورمی به ازای هر واحد افزایش تورم متوسط می‌شود.

طبقه بندی JEL: E31، E52 ، D31 ، D33 ، D12 ، D63

واژه‌های کلیدی: تورم - نابرابری تورمی، نابرابری تورمی بین دهکی، نابرابری تورمی تحمیلی - شاخص قیمت مصرف کننده

---

*. این مقاله بخشی از کار تحقیقی رساله دکتری علیرضا آذربایجانی در دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران می‌باشد.

**. نویسنده مسئول، تلفن تماس: ۰۹۱۲۳۱۵۴۳۸۲

۱- مقدمه

این مطالعه به دنبال آن است که رابطه نابرابری تورمی احساس شده توسط خانوارها در دهک‌های مختلف را با سطح تورم متوسط جامعه مورد بررسی قرار دهد و نشان می‌دهد نقش اصلی در ایجاد نابرابری تورمی بین دهک فقیر و دهک ثروتمند جامعه شکاف طبقاتی و اختلاف الگوی مصرف متفاوت بین طبقات مختلف جامعه می‌باشد. بعد از آن، نقش واکنش خانوار به تورم تحمیلی در کاهش یا افزایش آن‌را مورد بررسی قرار می‌دهد و سهم آن را برای خانوارهای فقیر و ثروتمند جامعه مورد محاسبه قرار می‌دهد.

نرخ تورم بوسیله متوسط شاخص قیمت مصرف‌کننده[1] اندازه‌گیری می‌شود و تغییرات هزینه سبد کالاها و خدمات مصرفی یک خانوار نمونه ایرانی را اندازه‌گیری می‌کند. یکی از اهداف مهم شاخص قیمت، تعدیل مناسب حقوق کارگران و سیاست‌های رفاهی و حمایتی که قشر فقیر جامعه را شامل می‌شود، می‌باشد، اما همان‌گونه که پریس[2] (۱۹۵۸) نشان می‌دهد، از آنجاکه شاخص CPI یک متوسط وزنی از شاخص‌های قیمت کالاهای مصرفی همه خانوارهای جامعه است، که وزن اختصاص یافته به هر خانوار برحسب هزینه آن خانوار به هزینه کل تعیین می‌شود. بر این اساس چون خانوارهای ثروتمند هزینه بیشتری انجام می‌دهند در نتیجه وزن آن‌ها در شاخص قیمت بیشتر است و شاخص قیمت مصرف‌کننده به شاخص قیمت خانوارهای ثروتمند نزدیک‌تر است. لذا تورم اعلام شده متفاوت از تورم خانوار فقیر و نزدیک به خانوارهای ثروتمند جامعه می‌باشد.

مطالعات نشان می‌دهد که هر خانوار بسته به اینکه در کدام دهک درآمدی قرار دارد، سهم مصرفش از هر کدام از گروه‌های کالایی و خدماتی متفاوت از خانوار نمونه می‌باشد[3]. همچنین، تغییرات قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوارها بنا به دلایل مختلف مثل تفاوت در کشش عرضه و یا تفاوت در چسبندگی قیمتی با یکدیگر متفاوت است. بر همین اساس، هرگونه تغییر قیمت کالاها و خدمات سبب می‌شود تا هزینه خانوارها در دهک‌های مختلف، متفاوت از یکدیگر تغییر کند. تغییرات هزینه سبد خانوار از این کانال، در مطالعه پیش‌رو به نام تورم تحمیلی معرفی شده است. بر اساس نتایج

1. CPI
2. Prais, S.
۳. این اتفاق اولین بار توسط انگل در ۱۸۵۷ مورد بررسی قرار گرفته است (Engel, 1857)

این مطالعه متفاوت بودن تورم تحمیلی بین خانوارهای دهک فقیر و ثروتمند جامعه به گونه‌ای است که اختلاف تورم تحمیلی بین طبقات ثروتمند و فقیر جامعه در ازای هر واحد افزایش تورم متوسط، ۱۲ درصد افزایش می‌یابد.

از سوی دیگر، خانوارها نیز نسبت به تورم تحمیلی با تغییر الگوی مصرف خود واکنش نشان می‌دهند. این درحالیست که در بیشتر مطالعاتی که تاکنون صورت گرفته و در بخش مرور ادبیات به آن اشاره شده، تنها اثر تورم تحمیلی بر خانوار مورد بررسی قرار گرفته و واکنش خانوارها به تورم تحمیلی نادیده گرفته شده‌است. در صورتی‌که تورم احساس شده[۱] توسط هر خانوار برآیند تورم تحمیلی و واکنشی است که خانوار نسبت به آن تورم تحمیلی از خود نشان می‌دهد. در حقیقت، متفاوت بودن قدرت خرید خانوارها سبب می‌شود تا آنها واکنش متفاوتی نسبت به تورم تحمیلی از خود نشان دهند. توضیح اینکه، خانوارهای واقع در دهک‌های ثروتمند جامعه این امکان را دارند که با تغییر الگوی مصرف از قبیل صرفه جویی یا تغییر در کیفیت جنس خریداری شده، از تأثیر تورم تحمیلی بکاهند، اما خانوارهای فقیر بر اثر افزایش هزینه کالاهای ضروری و محدودیت منابع، چاره‌ای جز افزایش سهم سبد کالاهای ضروری که معمولا دارای تورم بالاتری نسبت به مابقی گروه‌ها است، ندارند. این امر باعث افزایش اثر تورم تحمیلی به آن‌ها خواهد شد. بنابراین، واکنش خانوارهای ثروتمند نسبت به تورم تحمیلی در جهت کاهش اثر تورمی‌ای است که احساس می‌کنند، در صورتی‌که واکنش خانوارهای فقیر در جهت افزایش این اثر تورمی خواهد بود.

یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که واکنش خانوارهای فقیر و ثروتمند به ترتیب سبب تغییر اثر تورم احساس شده به اندازه ۴ درصد در جهت افزایش و ۵ درصد در جهت کاهش می‌شود و برآیند دو اثر تورم تحمیلی و واکنش خانوار نسبت به آن سبب می‌شود تا نسبت تورم احساس شده توسط خانوارهای دهک فقیر و دهک ثروتمند با تورم متوسط به ترتیب ۱۱۰٫۸ و ۸۹٫۲ درصد باشد. همچنین، به ازای هر واحد افزایش در تورم متوسط، ۳۰٪ افزایش نابرابری تورمی مشاهده می‌شود. به عبارتی، بروز شوک تورمی اثر قابل توجهی در افزایش نابرابری تورمی ایفا می‌کند. همچنین، مشاهدات این مطالعه حاکی از آن است که هر چقدر اختلاف دهک‌های درآمدی شدیدتر باشد، میزان نابرابری تورمی بیشتر خواهد بود.

---

۱. منظور از تورم احساس شده، میزان تغییر هزینه‌های هر خانوار در هر دوره نسبت به دوره قبل است.

در ادامه پس از مروری بر ادبیات، ابتدا رابطه تورم احساس شده و نابرابری تورمی احساس شده توسط خانوارهای مختلف با سطح تورم متوسط تخمین زده شده است. در گام بعدی، براساس مشاهدات صورت گرفته، نشان داده شده است که نقش اصلی در ایجاد نابرابری تورمی بین دهک فقیر و دهک ثروتمند جامعه، شکاف طبقاتی و اختلاف الگوی مصرف متفاوت بین طبقات مختلف جامعه می‌باشد. در نهایت، نقش واکنش خانوار به تورم تحمیلی در کاهش یا افزایش آن، مورد بررسی و سهم آن برای خانوارهای فقیر و ثروتمند جامعه مورد محاسبه قرار گرفته است.

۲- مرور ادبیات

نابرابری تورمی به روش‌های گوناگون مورد مطالعه قرار گرفته است. برای نمونه در مورد ایران، کمیجانی و همکاران (۱۳۸۸)، با بررسی نابرابری تورمی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۶۹ با استفاده از روش شکاف ثروت‌مدارانه[۱] نشان داده‌اند که به‌جز دو سال ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ در تمامی سال‌های این دوره نرخ تورم خانوارهای با هزینه پایین، از نرخ تورم خانوارهای با هزینه بالا، بیش‌تر است. نتیجه گرفته‌اند که طی سه دهه اخیر هزینه خانوارهای کم‌درآمد نسبت به پردرآمد، افزایش بیشتری یافته است. از سوی دیگر، کفایی و همکاران (۱۳۸۹) به محاسبه نابرابری تورمی در ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۴ به تفکیک استان‌ها در مناطق شهری، مناطق روستایی و کل کشور پرداخته‌اند. برای بررسی وجود نابرابری در این مطالعه از دو روش تحلیل توصیفی شاخص قیمت مصرف‌کننده خانوارها[۲] (ضریب تغییرات) و شکاف ثروت مدارانه استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق حاکی از آن است که در مقاطع زمانی مختلف بین خانوارهای مناطق شهری و روستایی نابرابری تورمی وجود دارد و این نابرابری تورمی در مناطق شهری ملموس‌تر به نظر می‌رسد.

---

۱. در روش شکاف ثروت‌مدارانه (Plutocratic Gap)، نابرابری تورمی از اختلاف بین تورم رسمی که مطابق مطالعه (Prais, 1958) نزدیک به تورم خانوارهای ثروتمند است و شاخصی که از میانگین ساده شاخص قیمت مصرف خانوارها محاسبه شده است، بدست می‌آید

۲. در روش تحلیل توصیفی شاخص CPI خانوارها با استفاده از تحلیل ضریب چولگی تفاوت بین شاخص قیمت رسمی و شاخصی که بیشتر خانوارها با آن مواجه هستند مورد بررسی قرار می‌گیرد.

روبرت مایکل[1] (۱۹۷۵)، با هدف پاسخگویی به این پرسش که آیا گروه‌های خاصی از خانوارهای آمریکایی، با افزایش شدیدتر قیمت‌ها مواجه هستند و اگر پاسخ مثبت است این گروه‌ها کدامند، به بررسی موضوع نابرابری تورمی می‌پردازد. وی با محاسبه شاخص قیمتی لاسپیرز نتیجه گرفته است که بین شاخص‌های قیمت خانوارها، تفاوت‌های چشمگیری وجود دارد. برای مثال، در دوره زمانی ۶ ماهه سال ۱۹۷۴، متوسط رشد شاخص قیمت خانوارهای نمونه معادل ۶ درصد است، اما ۱۰ درصد خانوارها با افزایش قیمتی کمتر از ۴,۶ درصد و ده درصد دیگر با افزایش قیمتی بیش از ۷,۴ درصد روبه رو بوده‌اند. ایز کوئیردو و همکاران[2] (۲۰۰۳)، این پرسش را مطرح کرده‌اند که کدام گروه از خانوارهای اسپانیایی از نظر سطح مخارج، بین سال‌های ۱۹۹۱ تا ۱۹۹۸ نرخ تورم بالاتری را تجربه کرده‌اند؟ برای پاسخ‌گویی به این سوال، آنها با بررسی مستقیم شکاف تورمی دریافته‌اند که میانگین شکاف تورمی کل دوره برابر ۰,۰۵۵ درصد است. از سوی دیگر، رفتار قیمت طی دوره یکنواخت نیست، شکاف تورمی سال‌های ۱۹۹۴ و ۱۹۹۵ منفی و افزایش قیمت در این سال‌ها بیشتر به ضرر فقرا بوده است. هابیجن و لاگاکوس[3] (۲۰۰۵)، شدت نابرابری تورمی خانوارهای آمریکایی را در فاصله زمانی ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۱ اندازه‌گیری کرده‌اند. این دو در مطالعه خود نشان داده‌اند که بر خلاف فرض متداول مبنی بر تأثیرگذاری یکسان تورم بر همه افراد، اختلاف در الگوی مصرف و نیز تفاوت در افزایش قیمت کالاها و خدمات، خانوار را به مواجهه با سطوح نابرابر تورم می‌کشاند.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، در مطالعاتی که در مورد نابرابری تورمی در خصوص ایران صورت گرفته، به بررسی وجود نابرابری تورمی اکتفا شده است و از میزان نابرابری تورمی در سطوح مختلف تورم صحبتی به میان نیامده است. همچنین در مطالعاتی که در سایر کشورها نیز انجام گرفته، اثر رفتار خانوار بر کاهش یا افزایش نابرابری تورمی مورد بررسی قرار نگرفته است. همچنین، در مورد بررسی امکان وجود نابرابری تورمی درون دهکی نیز مطالعه ای مشاهده نشده است. در مطالعه پیش رو، علاوه بر تخمین میزان نابرابری تورمی با استفاده از داده‌های بودجه خانوار طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۷۶ در سطوح مختلف تورم، کانال‌های ایجاد نابرابری تورم مورد بررسی قرار گرفته است.

1.Michael
2. Izquierdo, M., E. ley & J. Ruiz - Castillo
3. Hobijin, B., & D., Lagakos

۳- بررسی داده‌ها

در این مطالعه، ابتدا شاخص قیمت مصرف‌کننده جهت بخش‌های مختلف جامعه به‌دست می‌آید. سپس، براساس آن نابرابری تورمی محاسبه می‌شود. به‌منظور محاسبه شاخص قیمت مصرف‌کننده برای بخش‌های مختلف، به وزن مصرفی هر گروه کالایی توسط خانوارهای شهری و روستایی در دهک‌های مختلف و شاخص قیمت گروه‌های کالایی خانوارهای شهری و روستایی نیاز است که از داده‌های بودجه خانوار برای محاسبه آن استفاده می‌شود.

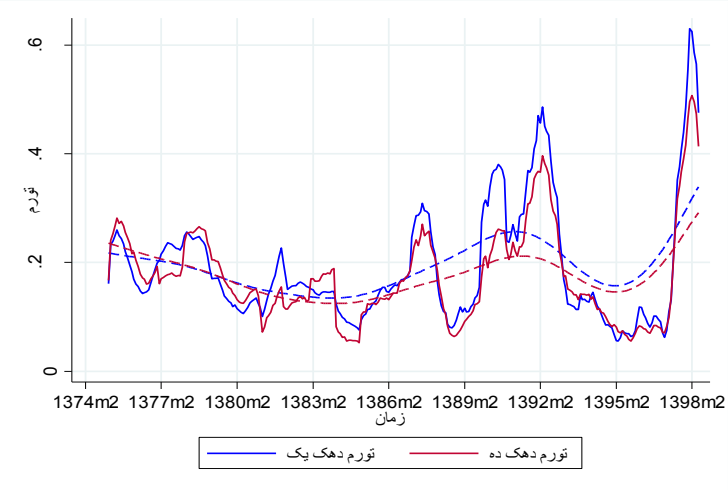
از آنجا که داده‌های بودجه خانوار مرکز آمار مربوط به سال‌های ۱۳۷۶ به قبل بدون وزن نماینده[۱] است، لذا نابرابری تورمی در این مطالعه برای سال‌های ۱۳۷۶ به بعد محاسبه شده است. همچنین، شاخص قیمتی گروه‌های مختلف برای خانوارهای روستایی تنها توسط مرکز آمار منتشر می‌شود، ولی در خصوص خانوارهای شهری، مرکز آمار اطلاعات مورد نظر را تنها از سال ۱۳۸۱ به بعد گزارش داده و داده‌های قبلی مربوط به خانوارهای شهری تنها توسط بانک مرکزی ارائه شده‌است. از سوی دیگر، روند تغییرات قیمت خانوارهای شهری، براساس گزارش‌های بانک مرکزی و مرکز آمار برای سال‌های ۱۳۸۱ به بعد مشابه هم می‌باشد، لذا، در این مطالعه به منظور محاسبه شاخص قیمت هر دهک، از داده‌های شاخص قیمتی گروه‌های مصرفی بخش روستایی مرکز آمار و داده‌های شاخص قیمتی گروه‌های مصرفی بخش شهری بانک مرکزی استفاده شده‌است.

شاخص قیمت مصرف‌کننده از متوسط وزنی تغییرات قیمت گروه‌های کالایی و خدماتی مورد مصرف خانوار که به وسیله سهم مصرف خانوار از هر گروه وزن‌دهی شده‌اند، محاسبه می‌شود. از سوی دیگر، در محاسبه شاخص قیمت کل، متوسط سهم همه افراد جامعه آورده شده است. لذا برای اینکه بخواهیم تورم را برای هر دهک جامعه حساب کنیم نیاز است که متوسط‌گیری را تنها برای همان دهک خاص انجام دهیم. حال اگر با توجه به توضیحات داده شده، تورم برای هر دهک محاسبه شود، نتایج

---

۱. در ایران توسط مرکز آمار هر ده سال یک بار از کل جامعه و از بخشی از جامعه به‌صورت سالانه سرشماری انجام می‌گیرد. هر کدام از افراد جامعه نمونه نماینده تعدادی از افراد جامعه کل هستند که آن‌را به عنوان وزن نماینده می‌شناسیم. به‌عبارت دیگر، برای اینکه بتوان داده‌های نمونه که به‌صورت سالانه در دسترس هست را به کل جامعه بسط داد، برای هر خانوار نمونه، وزنی وجود دارد که نمایانگر تعداد افراد مشابه آن خانوار در کل جامعه است و جمع همه آن‌ها برابر کل خانوارهای جامعه خواهد بود.

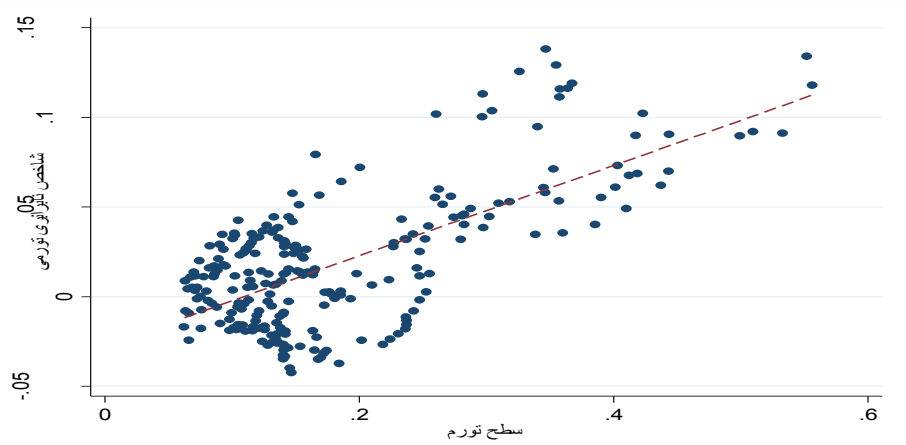
محاسبات انجام گرفته برای دهک ثروتمند و فقیر جامعه که به ترتیب با دهک ۱۰ و دهک ۱ نشان داده شده‌اند به صورت نمودار ۱ خواهد بود:



منبع : یافته‌های پژوهش

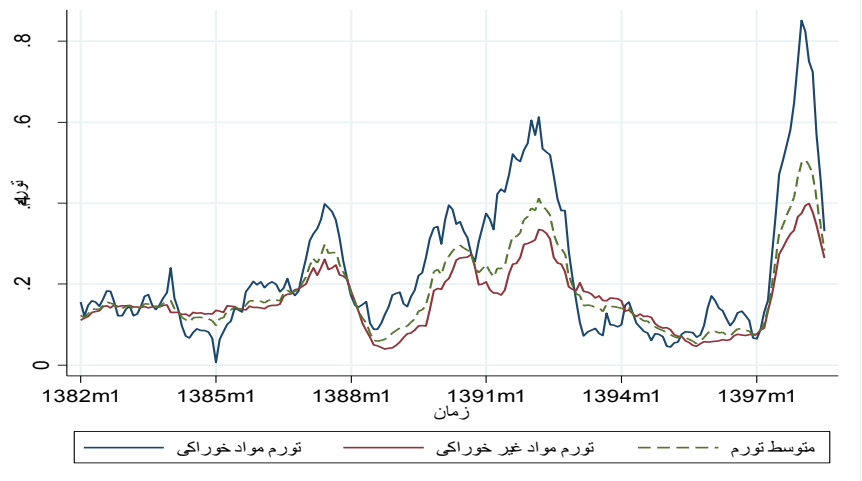
نمودار ۱. روند نابرابری تورمی بین دهک اول و دهم، بدون لحاظ تفاوت تورمی بین شهرها

نمودار ۱ شامل نمودارهای مربوط به تورم دهک‌های اول و دهم جامعه (که با خطوط پررنگ نمایش داده شده است) و نمودارهای روند آن (که با خطوط خط چین نمایش داده شده است) می‌باشد. براساس نمودار فوق، به نظر می‌رسد در زمان‌های بروز تورم شدید، تورم دهک فقیر جامعه بیشتر از تورم دهک ثروتمند جامعه است. از سوی دیگر، اختلاف تورم دهک ثروتمند و دهک فقیر، در زمان‌هایی که روند تورم افزایشی است، نسبت به زمانی که این روند کاهشی است بیشتر می‌باشد. نکته آخر اینکه، روند کلی تورم دهک اول و دهم جامعه -یعنی فاصله دو خط چین- طی سال‌های ۷۸ تاکنون به‌گونه‌ای است که تورم احساس شده توسط خانوار دهک فقیر همیشه بیشتر از دهک ثروتمند جامعه می‌باشد. حال اگر اختلاف تورم احساس شده توسط خانوارهای دهک اول و دهم به‌عنوان شاخص نابرابری تورمی احساس شده در نظر گرفته‌شود، رابطه نابرابری تورمی احساس شده با تورم متوسط جامعه به صورت نشان داده شده در نمودار ۲ خواهد بود:



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. ارتباط بین نابرابری تورمی و تورم متوسط جامعه



منبع: داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده مرکز آمار

نمودار ۳. مقایسه روند تورم بخش مواد خوراکی و غیر خوراکی

همان‌گونه که در نمودار ۲ مشاهده می‌شود، میزان نابرابری تورمی با تورم متوسط جامعه رابطه مثبت دارد و خط برازش شده نشان می‌دهد در زمان‌هایی که نرخ تورم متوسط کمتر از ۱۰ درصد است میزان نابرابری تورمی کمتر از ۲ درصد می‌باشد. از

طرف دیگر، مشاهدات نمودار ۳ حاکی از آن است که نوسانات مواد خوراکی در بیشتر مواقع بیشتر از تورم متوسط و تورم مواد غیر خوراکی کمتر از تورم متوسط است. متفاوت بودن سهم استفاده خانوارها در دو دهک مختلف از این دو گروه، می‌تواند دلیلی بر وجود نابرابری تورمی باشد.

۴- تورم خانوارها در دهک‌های درآمدی مختلف و نابرابری تورمی

شواهد نشان داده شده در بخش‌های قبلی نشان دهنده وجود رابطه بین نابرابری تورمی و سطح تورم می‌باشد. همچنین، همان‌گونه که مشاهده شد، در بیشتر مواقع، تورم دهک فقیر بیشتر از تورم دهک ثروتمند جامعه است. به‌منظور بررسی رفتار نابرابری تورمی مشاهده شده، ابتدا، رفتار تورم دهک‌های اول و دهم مورد بررسی قرار گرفته و ارتباط آن با تورم متوسط جامعه تخمین زده شده است. سپس، رابطه نابرابری تورمی بین دهک اول و دهم با تورم متوسط مورد ارزیابی قرار گرفته و در ادامه این رابطه برای نابرابری‌های مختلف بین دهک یک و دیگر دهک ها تعمیم داده شده است.

۴-۱- بررسی رفتار تورم خانوارها در دهک‌های درآمدی مختلف

با فرض اینکه به‌ازای i=1…10 خانوار iام معرف خانوار نمونه دهک iام باشد، در آن صورت تغییرات هزینه خانوار i ام از مجموع حاصلضرب تغییرات هزینه گروه‌های مصرفی توسط خانوار (π_g^i) در سهم مصرفی خانوار i ام از آن گروه (w_g^i)، به‌دست می‌آید. در این حالت، با فرض وجود G گروه کالا و خدمات مصرفی در سبد خانوار، تغییرات هزینه کل خانوار i ام به صورت رابطه (۱) خواهد بود:

$$\pi^i = \sum_{g\in G} w_g^i \pi_g^i \qquad (۱)$$

با اضافه و کم کردن سه عبارت ۱) $\sum_{g\in G} w_g\pi_g$، ۲) $\sum_{g\in G} w_g^i\pi_g$، ۳) $\sum_{g\in G} w_g\pi_g^i$ به رابطه فوق و ساده‌سازی آن، رابطه (۲) به‌دست خواهد آمد:

$$\pi^i = \sum_{g\in G} w_g\pi_g + \sum_{g\in G}\left(w_g^i - w_g\right)\pi_g + \sum_{g\in G}\left(\pi_g^i - \pi_g\right)w_g + \sum_{g\in G}\left(w_g^i - w_g\right)\left(\pi_g^i - \pi_g\right) \qquad (۲)$$

همان‌گونه که در رابطه (۲) مشاهده می‌شود، تورمی که خانوار i ام تجربه می‌کند، حاصل موارد زیر است: ۱) تورم متوسط جامعه $\sum_{g\in G} w_g\pi_g$، ۲) کواریانس تفاوت وزن

مصرفی خانوار i ام نسبت به متوسط وزن مصرفی جامعه و تغییرات قیمت گروه‌های تشکیل دهنده سبد مصرفی متوسط جامعه، $\sum_{g\in G}(w_g^i-w_g)\pi_g$، ۳) کواریانس تفاوت تغییرات قیمت گروه‌های تشکیل دهنده مورد مصرف خانوار i ام نسبت به متوسط جامعه و وزن گروه‌های تشکیل‌دهنده سبد مصرفی متوسط جامعه، $\sum_{g\in G}(\pi_g^i-\pi_g)w_g$ و ۴) کواریانس تفاوت وزن مصرفی خانوار i ام نسبت به متوسط وزن مصرفی جامعه و تفاوت تغییرات قیمت گروه‌های تشکیل دهنده مورد مصرف خانوار i ام نسبت به متوسط جامعه $\sum_{g\in G}(w_g^i-w_g)(\pi_g^i-\pi_g)$. باید توجه داشت که داده های مربوط به قیمت کالاهای مصرفی به تفکیک دهک‌های مختلف جمع‌آوری نمی‌شود، لذا، π_g^i که در جزء سوم و چهارم رابطه (۲) مشاهده می‌شود، قابل محاسبه نمی‌باشد. همچنین، داده‌های وزن مصرفی برخلاف داده‌های تغییرات قیمت به صورت سالانه قابل دسترس می‌باشد.

از طرفی، مشاهدات نمودار ۳، نشان می‌دهد که تورم مواد خوراکی و بخش غیرخوراکی در بیشتر مواقع به ترتیب بیشتر و کمتر از تورم متوسط جامعه است. برای بررسی این رابطه، سبد خانوار به دو دسته مواد خوراکی (f) و غیر خوراکی (nf) تقسیم شده و رابطه هرکدام از این دو گروه با تورم متوسط با استفاده از رابطه (۳)، مورد تخمین قرار گرفته‌است که در آن g معرف سبدهای مختلف مصرفی خانوار می‌باشد. نتایج این تخمین در جدول ۱ آورده شده است.

$$\pi_{g,t} = \beta_0 + \beta_g\bar{\pi}_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

جدول ۱. رابطه بین تورم متوسط و تورم مواد خوراکی و غیرخوراکی

	تخمین مدل		تحلیل حساسیت					
	۹۸-۸۲		۸۸-۸۸		۹۳-۸۷		۹۸-۹۲	
	تورم مواد خوراکی	تورم مواد غیرخوارکی	تورم مواد خوراکی	تورم مواد غیرخوارکی	تورم مواد خوراکی	تورم مواد غیرخوارکی	تورم مواد خوراکی	تورم مواد غیرخوارکی
تورم متوسط	۱,۶۰۳***	۰,۷۷۶***	۱,۶۷۱***	۷۵۲.۰***	۱,۴۹۰***	۰.۸۱۱***	۱,۶۲۸***	۰,۷۶۵***
ثابت	-۰.۰۶۰***	۰,۰۲۲۹***	-۰,۰۹۴***	۰,۰۳۵۱***	-۰,۰۳۰۹	۰,۰۱۲۳	-۰,۰۶۵***	۰,۰۲۵۸***
R^2تعدیل شده	۰,۹۱۹	۰,۹۴۹	۰,۹۲۳	۰,۹۴۶	۰,۸۴۶	۰,۹۱۵	۰,۹۵۲	۰,۹۶۷

آماره t درون پرانتز آمده است
$^{*}p<0.05, ^{**}p<0.01, ^{***}p<0.001$

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۱، نشان می‌دهد که تغییرات شاخص قیمت مواد خوراکی و غیرخوراکی به ترتیب بیشتر و کمتر از تغییرات شاخص قیمت سبد مصرفی متوسط جامعه است ($\pi_{nf} < \bar{\pi} < \pi_f$).

از سوی دیگر، سهم مواد خوراکی در سبد خانوار با افزایش سطح درآمد نسبت معکوس دارد، به طوری‌که سهم مواد خوراکی برای دهک‌های فقیر و ثروتمند جامعه به ترتیب بیشتر و کمتر از متوسط است. این اتفاق اولین بار توسط انگل در ۱۸۵۷ مورد بررسی قرار گرفت و در نمودار ۴ نیز برای ایران قابل مشاهده است.

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴. سهم مواد خوراکی و غیر خوراکی از سبد مصرفی خانوارهای دهک یک تا ده

بنابراین، همان‌گونه که در نمودار ۴ مشاهده می‌شود، در صورتی که نماد r و p به‌ترتیب جهت خانوارهای فقیر و ثروتمند فرض شود، آنگاه رابطه $w_f^r < w_f < w_f^p$ برقرار است. حال اگر مطابق با آنچه در پی نوشت ۱ نشان داده شده، بخش دوم رابطه (۲) به‌صورت $(w_f^i - w_f)(\pi_f - \pi_{nf})$ نوشته شود، می‌توان گفت که این بخش برای خانوارهای ثروتمند، منفی و برای خانوارهای فقیر مثبت است. به عبارت دیگر، می‌توان انتظار داشت که اگر ارتباط تورم هر دهک با تورم متوسط مورد تخمین قرار گیرد، ضریب β_i برای خانوار ثروتمند کوچکتر از یک و برای خانوار فقیر بزرگتر از یک خواهد بود. برای صحت سنجی این ادعا، از رابطه (۴) استفاده شده است:

$$\pi_{i,t} = \beta_0 + \beta_i \bar{\pi}_t + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

1. $\sum_{g\in G}(w_g^i - w_g)\pi_g = (w_f^i - w_f)\pi_f + (w_{nf}^i - w_{nf})\pi_{nf} = (w_f^i - w_f)\pi_f + (w_f - w_f^i)\pi_{nf} = (w_f^i - w_f)(\pi_f - \pi_{nf})$

اما در رابطه (۲) عوامل مختلف تأثیر متفاوتی بر w_f^i و w_f می‌گذارند که بعضاً در مورد آنها اطلاعی موجود نیست و در نظر گرفتن آنها مشکل درون‌زایی ایجاد خواهد کرد. به عبارت دیگر، همان‌گونه که اشاره شد، داده‌های مربوط به تغییرات قیمت کالای مصرفی خانوار به تفکیک دهک جمع‌آوری نمی‌شود، لذا اطلاع دقیقی از تغییرات تورم مصرفی خانوار i ام π_g^i موجود نیست، اما تغییرات این متغیر دارای تأثیرات متفاوتی بر سهم مصرفی خانوار i ام و کل جامعه می‌باشد (به‌عنوان مثال، تغییرات قیمت اجاره مسکن در نواحی مختلف کشور به شکل یکسان و در یک زمان صورت نمی‌پذیرد. از سوی دیگر، مصرف مسکن دهک‌های مختلف جامعه کمتر قابلیت جانشین شدن دارد). لذا واکنش خانوار به تغییر قیمت اجاره مسکن که در تغییرات وزن مصرفی خود را نشان می‌دهد، متفاوت خواهد بود. بنابراین، حذف قیمت مصرفی هر دهک در رابطه (۴)، مشکل درون‌زایی به وجود آورده و تخمین ضریب β_i تورش‌دار خواهد بود.

برای برطرف کردن مشکل درون‌زایی، از متوسط تورم دهک‌های دیگر به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است. با توجه به این که $\bar{\pi}_t$ نشان دهنده متوسط تورم هر ۱۰ دهک است، متوسط تورم نه دهک دیگر با $\bar{\pi}_t$ رابطه قوی دارد، ولی با ε_t مرتبط نخواهد بود. نتایج تخمین زده شده توسط رابطه فوق به شرح ذیل است:

جدول ۲. رابطه بین تورم متوسط و تورم دهک‌های یک و ده

	تورم دهک یک				تورم دهک ده			
	کنترل متغیر ابزاری		تخمین مدل		کنترل متغیر ابزاری		تخمین مدل	
	تورم	جزء اخلال	روش حداقل مربعات	روش متغیر ابزاری	تورم	جزء اخلال	روش حداقل مربعات	روش متغیر ابزاری
متوسط تورم جامعه			۱.۰۹۱***	۱.۱۱۲***			۰.۸۴۶***	۰.۸۹۶***
متوسط تورم دهک دو تا ده	۰.۹۹۹***	۰.۰۱۳						
متوسط تورم دهک یک تا نه					۰.۹۸۲***	۰.۰۳۸۴		
ثابت	۰.۰۰۳۹	-.۰۰۲	-.۰۱۳***	۰.۰۱۵***	۰.۰۰۵۲۰*	-.۰۰۸۹*	۰.۰۱۷۲***	۰.۰۰۸۰۰*
R^2 شده تعدیل	۰.۹۵۵	۰.۰۰۸	۰.۹۸۸	۰.۹۸۸	۰.۹۶۶	۰.۰۲۱	۰.۸۸۳	۰.۸۸

آماره t درون پرانتز آمده است $^{*}\ p < 0.05,\ ^{**}\ p < 0.01,\ ^{***}\ p < 0.001$

منبع : یافته‌های پژوهش

در جدول ۲، متغیر ابزاری[1] باید با متغیر توضیحی رابطه قوی و با جزء اخلال رابطه ضعیف داشته باشد. همان‌گونه که در بخش کنترل متغیر ابزاری جدول فوق مشاهده می‌شود، رابطه متغیر ابزاری با تورم متوسط، قوی (۰,۹۹۹ جهت دهک یک و ۰,۹۸۲ جهت دهک ده) و با جزء اخلال بسیار ضعیف (۰,۰۱۳ جهت دهک یک و ۰,۰۳۸ جهت دهک ده) می‌باشد. بنابراین، متغیر ابزاری مناسب به نظر می‌رسد.

بنا به تخمین فوق، همان‌گونه که انتظار می‌رفت اثرپذیری دهک یک (بخش فقیر جامعه) از تورم متوسط بیشتر از دهک ده (بخش ثروتمند جامعه) است، به گونه‌ای که به‌ازای هر واحد افزایش تورم متوسط، تورم دهک ۱ و دهک ۱۰ جامعه به‌ترتیب در حدود ۱,۱۱ و ۰,۸۹ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین، همان‌گونه‌که مشاهده می‌شود، تفاوت الگوی مصرف خانوارها و همچنین تفاوت قدرت خرید خانوارها سبب خواهد شد تا دهک اول و دهک دهم تورم‌های متفاوتی نسبت به تورم متوسط احساس کنند.

از سوی دیگر، برای بررسی پایداری متغیرهای تخمین زده شده، دوره بررسی به سه دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۱ ، ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۴ و ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۸ تقسیم شده است. نتیجه این بررسی که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، نشان می‌دهد که ضرایب در هر سه دوره معنی دار بوده و نسبتا شبیه یکدیگر هستند.

جدول ۳. تحلیل حساسیت نتایج جدول شماره ۲

	تورم دهک یک				تورم دهک ده			
	۷۶-۹۸	۷۶-۹۰	۷۹-۹۴	۸۳-۹۸	۷۶-۹۸	۷۶-۹۰	۷۹-۹۴	۸۳-۹۸
متوسط تورم جامعه	۱.۱۱***	۱.۰۷***	۱.۱۱***	۱.۱۲***	۰.۸۸***	۰.۸۵***	۰.۸۴***	۰.۸۹***
ثابت	-۰.۰۱۵***	-۰.۰۱۰*	-۰.۰۱۷***	-۰.۰۱۹***	۰.۰۰۸۱*	۰.۰۱۳	۰.۰۱۲	۰.۰۰۱
تعداد مشاهدات	۲۶۸	۱۷۹	۱۷۹	۱۷۹	۲۶۸	۱۷۹	۱۷۹	۱۷۹
R^2تعدیل شده	۰.۹۸۸	۰.۹۶۹	۰.۹۸۴	۰.۹۹۲	۰.۸۹۴	۰.۶۰۶	۰.۸۴۹	۰.۹۳۳

آماره t درون پرانتز آمده است $^{*}p < 0.05, ^{**}p < 0.01, ^{***}p < 0.001$

منبع : یافته‌های پژوهش

۲-۴- نابرابری تورمی خانوارهای دهک‌های درآمدی نسبت به دهک یک

هدف از این بخش، تخمین رابطه تورم متوسط جامعه و شاخص نابرابری تورمی (که اختلاف تورم دو دهک است) و همچنین تخمین اثر شوک تورمی (سرعت تغییر

1. Instrumental variable

تورم متوسط) بر شاخص نابرابری تورمی می‌باشد. برای این منظور، اگر با تفاضل‌گیری از رابطه (۴) برای دو دهک یک و ده شاخص نابرابری تورمی محاسبه‌گردد، رابطه (۵) به‌دست خواهد آمد. در این رابطه، β_1' معرف β_1-β_{10} می‌باشد. همچنین، به‌منظور بررسی شوک تورمی، عبارت $dif_{\bar{\pi}_t-\bar{\pi}_{t-1}}$ که بیانگر اختلاف تورم متوسط دوره t و t-1 است، از جزء اخلال خارج و در مدل لحاظ شده‌است.

$$index_{(1,10)_t} = \beta_0' + \beta_1'\bar{\pi}_t + \beta_2' dif_{\bar{\pi}_t-\bar{\pi}_{t-1}} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

در رابطه (۵) $index_{(1,10)}$، بیانگر اختلاف تورم بین دهک ده و یک، $\bar{\pi}_t$ تورم متوسط جامعه و $dif_{\bar{\pi}_t-\bar{\pi}_{t-1}}$، اختلاف تورم دوره t و t-1 است. در این رابطه نیز بنا به توضیح داده شده در بخش قبل، مشکل درون‌زایی وجود دارد. از این‌رو، این بار برای یافتن متغیر ابزاری از متوسط تورم دهک ۲ تا ۹ استفاده شده‌است. نتایج تخمین ارتباط نابرابری تورمی با تورم متوسط با استفاده از رابطه (۵) در جدول ۴ ارائه شده است:

جدول ۴. نتایج تخمین ارتباط نابرابری تورمی با تورم متوسط با استفاده از متغیرهای ابزاری

	اختلاف تورم بین دهک یک و ده			
	کنترل متغیر ابزاری		تخمین مدل	
	تورم	جزء اخلال	روش حداقل مربعات	روش متغیر ابزاری
سطح تورم			۰.۲۴۵***	۰.۲۰۳***
اختلاف تورم دوره t از t-1			۰.۲۶۰**	۰.۲۹۴*
متوسط تورم دهک دو تا نه	۰.۹۹۰***	-۰.۰۴۱*		
ثابت	۰.۰۰۴۶۲	۰.۰۰۷۶*	-۰.۰۲۹۲***	-۰.۰۲۱۵***
R^2 تعدیل شده	۰.۹۶	۰.۰۱۶	۰.۴۳۳	۰.۴۲۲

آماره t درون پرانتز آمده است $^{*}p < 0.05, ^{**}p < 0.01, ^{***}p < 0.001$

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، ضریب برازش نابرابری تورمی بر روی تورم متوسط برابر ۲۰ درصد است. به عبارت دیگر، در صورتی که کشور شاهد تورم ۵۰ درصدی باشد، ۱۰ درصد نابرابری تورمی ایجاد خواهد شد. همچنین، تأثیر شوک تورمی (سرعت تغییر تورم) بر نابرابری تورمی ۲۹,۴ درصد است، یعنی اگر تورم بر اثر یک شوک به یک باره از ۱۰ درصد به ۲۰ درصد افزایش یابد، سه درصد نابرابری تورمی افزایش خواهد یافت. بنابراین، می‌توان گفت شوک تورمی سبب تشدید نابرابری تورمی خواهد شد.

از سوی دیگر، برای بررسی پایداری متغیرهای تخمین زده شده، دوره بررسی به سه زیر دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۱، ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۵ و ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۸ تقسیم شده است. همان‌گونه که درر جدول ۵ مشاهده می‌شود، ضرایب در هر سه دوره معنی دار بوده و نسبتا شبیه یکدیگر هستند.

جدول ۵. تحلیل حساسیت نتایج جدول ۴

	۱۳۷۵-۱۳۹۸	۱۳۷۵-۱۳۹۱	۱۳۷۹-۱۳۹۵	۱۳۸۲-۱۳۹۸
سطح تورم	۰.۲۰۳***	۰.۲۳۸***	۰.۲۵۹***	۰.۲۳۷***
اختلاف تورم دوره t از t-1	۰.۲۹۴*	۰.۴۳۹***	۰.۳۸۵***	۰.۲۶۶*
ثابت	-۰.۰۲۱۵***	-۰.۰۲۴۰***	-۰.۰۲۵۸***	-۰.۰۱۸۴***
تعداد مشاهدات	۲۸۰	۲۰۰	۲۰۰	۲۰۰
R^2تعدیل شده	۰.۴۲۲	۰.۴۴۴	۰.۵۳۸	۰.۵۱۴

آماره t درون پرانتز آمده است $^{*}\ p < 0.05,\ ^{**}\ p < 0.01,\ ^{***}\ p < 0.001$

منبع: یافته‌های پژوهش

حال اگر مطابق با رابطه (۶)، روابط مختلفی با j های متفاوت (که معرف دهک های مختلف می‌باشد) جهت بررسی رابطه نابرابری تورمی با تورم متوسط جامعه تخمین زده شود، نتایج به‌دست آمده مطابق جدول ۶ خواهد بود:

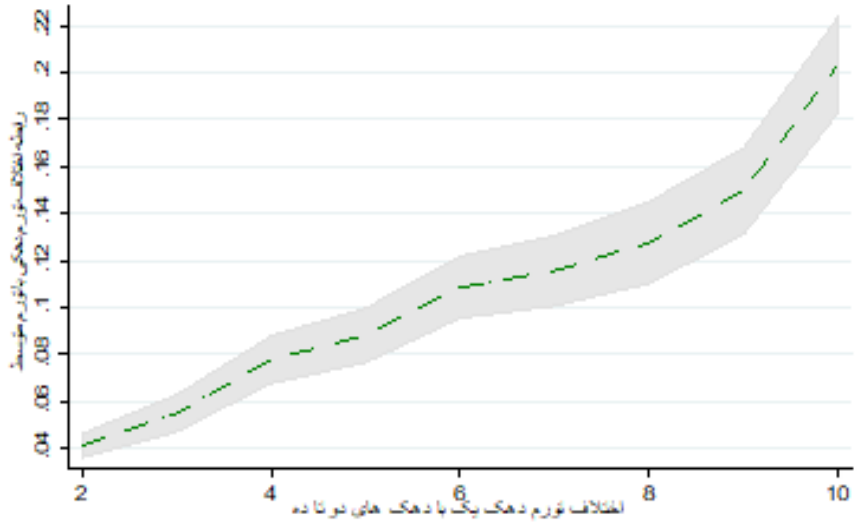
$$\text{index}_{(1,j)_t} = \beta_0^{'} + \beta_1^{'}\overline{\pi}_t + \beta_2^{'}\text{dif}_{\overline{\pi}_t\text{-}\overline{\pi}_{t\text{-}1}} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

جدول ۶. اثر تورم متوسط جامعه بر نابرابری تورمی بین دهک‌های مختلف و دهک اول با استفاده از متغیر ابزاری (رابطه)

	اختلاف تورم دهک یک و دو	اختلاف تورم دهک یک و سه	اختلاف تورم دهک یک و چهار	اختلاف تورم دهک یک و پنج	اختلاف تورم دهک یک و شش	اختلاف تورم دهک یک و هفت	اختلاف تورم دهک یک و هشت	اختلاف تورم دهک یک و نه	اختلاف تورم دهک یک و ده
سطح تورم	۰.۰۴۱۲***	۰.۰۵۴۹***	۰.۰۷۷۸***	۰.۰۸۸۲***	۰.۱۰۹***	۰.۱۱۶***	۰.۱۲۸***	۰.۱۵۰***	۰.۲۰۳***
اختلاف تورم دوره t از t-۱	۰.۰۵۳۴	۰.۰۸۴۹	۰.۱۰۵	۰.۱۵۸*	۰.۱۸	۰.۲۰۴*	۰.۲۴۲*	۰.۲۶۵*	۰.۲۹۴*
ثابت	-۰.۰۰۴***	-۰.۰۰۶***	-۰.۰۰۸***	-۰.۰۰۹***	-۰.۰۱***	-۰.۰۱***	-۰.۰۱***	-۰.۰۱***	-۰.۰۲***
تعدیل شده R^2	۰.۳۵۴	۰.۳۰۷	۰.۳۴۸	۰.۳۴۴	۰.۳۶۹	۰.۳۴۸	۰.۳۳۵	۰.۳۷	۰.۴۲۲

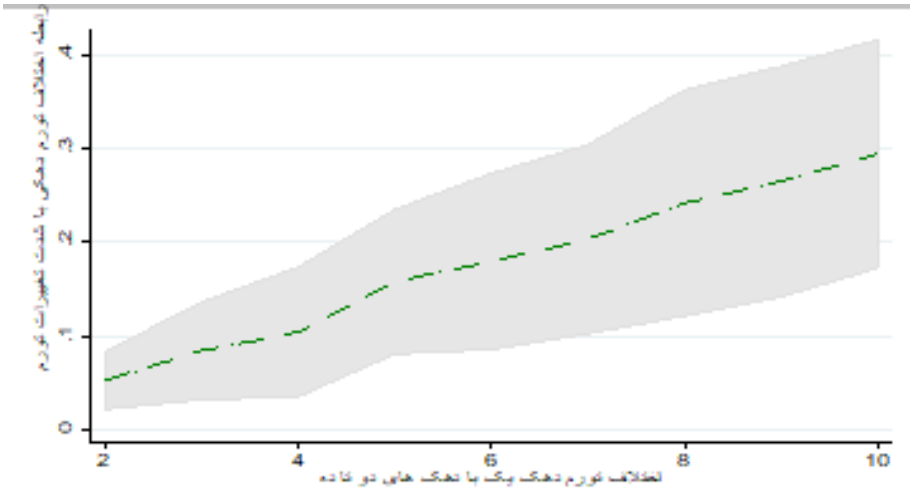
آماره t درون پرانتز آمده است $^{*}\ p < 0.05,\ ^{**}\ p < 0.01,\ ^{***}\ p < 0.001$

منبع: یافته‌های پژوهش



منبع : یافته‌های پژوهش

نمودار ۵. اثر تورم متوسط بر نابرابری تورمی بین دهک‌های مختلف و دهک اول



منبع : یافته‌های پژوهش

نمودار ۶. اثر اختلاف تورم متوسط بر نابرابری تورمی بین دهک‌های مختلف و دهک اول

اگر ضرایب تورم متوسط و اختلاف تورم متوسط به‌دست آمده از تخمین رابطه (۶) برای j های مختلف جهت نابرابری‌های تورمی متفاوت رسم شود، نمودار ۵ و ۶ به‌دست می‌آیند. همان‌گونه که در این دو نمودار مشاهده می‌شود، با افزایش فاصله دهک‌ها از دهک اول، نابرابری تورمی به شکل فزاینده افزایش می‌یابد، همچنین رابطه مستقیمی بین سرعت تغییر تورم متوسط، با نابرابری تورمی وجود دارد.

۵- بررسی سهم تورم تحمیلی به خانوار در ایجاد نابرابری تورمی

همان‌گونه که گفته شد، تورم احساس شده توسط هر خانوار π_t^i، برآیند تورمی که از سمت اقتصاد کلان بر وی تحمیل می‌شود و واکنشی که خانوار نسبت به آن تورم تحمیلی از خود نشان می‌دهد، می‌باشد. هدف از این بخش، تخمین و بررسی میزان نابرابری تورمی تحمیلی از سمت کلان اقتصاد و بررسی واکنش خانوار نسبت به آن است. بنابه آنچه گفته شد، تورم احساس شده توسط خانوار برابر است با:

$$\pi_t^i = d \ln P_t^i = d \sum_{g\in G} \left(w_{i.t}^g \ln(p_t^g) \right) \qquad (۷)$$

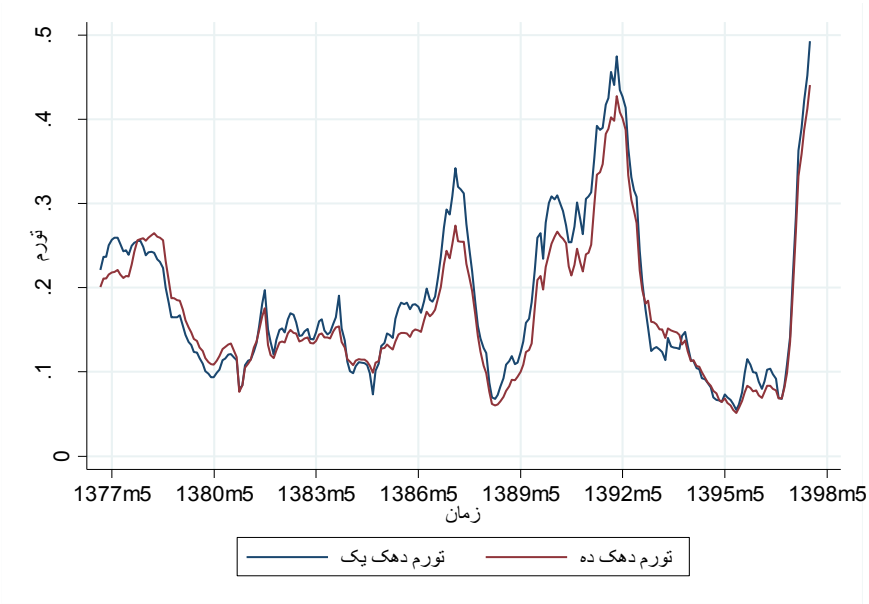
$$= \sum_{g\in G} (w_i^g \pi_t^g) + \sum_{g\in G} \left(dw_{i.t}^g \ln(p^g) \right)$$

در رابطه (۷)، بخش $\sum_{g\in G} (w_i^g \pi_t^g)$ تورم تحمیلی از سمت کلان اقتصاد بر خانوار است که به خاطر سیاست‌های سیاست‌گذار و شوک‌های کلان اقتصادی بر خانوار تحمیل می‌شود و خانوار در تشدید یا کاهش شدت اثر آن بر خود هیچ نقشی ندارد. همان‌گونه که اشاره شد، به‌دلیل متفاوت بودن الگوی مصرف خانوارها در دهک‌های مختلف، تورم تحمیلی به خانوارها در دهک‌های مختلف، متفاوت است. بر همین اساس، نابرابری تورمی تحمیلی اختلاف تورم تحمیلی خانوارها در دهک‌های مختلف تعریف می‌شود.

به صورت مرسوم، این تورم توسط دولت در هر دوره با ثابت نگه داشتن وزن‌ها بر اساس سال پایه[۱] محاسبه می‌گردد. حال اگر تورم تحمیلی براساس معیار لاسپیرز محاسبه شود، میزان نابرابری تورمی بین دو دهک یک و ده و مقایسه آن با نابرابری تورمی کل به‌ترتیب در نمودار ۷ و نمودار ۸ آورده شده است.

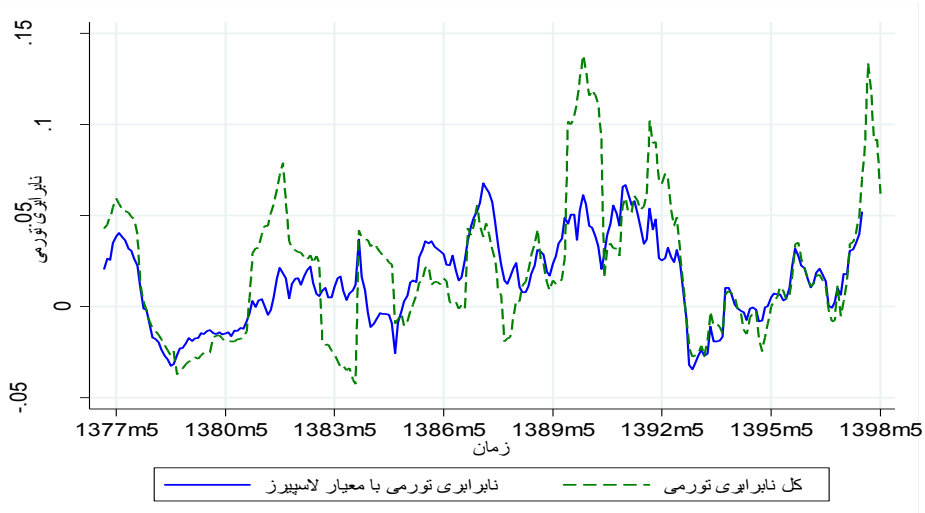
---

۱. معیار لاسپیرز



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار۷. تورم دهک اول و دهم محاسبه شده از کانال اول (تورم تحمیلی)



منبع : یافته‌های پژوهش

نمودار ۸. مقایسه روند نابرابری تورمی تحمیلی(خط پررنگ) و نابرابری تورمی کل (خط چین)

نمودار ۷، نشان دهنده تورم تحمیلی بر دهک اول و دهم است و نمودار ۸، اختلاف تورم‌های تحمیلی بر اساس معیار لاسپیرز (خط پر رنگ) و کل اختلاف تورم احساس شده که پیش تر محاسبه شده است (خط چین)، می‌باشد. در یک نگاه کلی، اگر میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر نابرابری تورمی ایجاد شده از کانال تورم تحمیلی با تورم احساس شده قیاس شود، نتایج به صورت زیر خواهد بود:

جدول ۷. مقایسه نابرابری احساس شده توسط خانوار و نابرابری تحمیلی کلان اقتصاد براساس سال پایه

	تعداد مشاهدات	میانگین نابرابری تورمی	انحراف معیار	کمترین نابرابری تورمی	بیشترین نابرابری تورمی
نابرابری در حالت کلی	۲۵۱	٪۱,۹۹	٪۳,۸۶	٪-۴,۲۶	٪۱۳,۷۹
نابرابری با معیار لاسپیرز	۲۵۱	٪۱,۲۷	٪۲,۲۵	٪-۳,۳۸	٪۶,۴۸

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۷، مقادیر مربوط به میانگین، انحراف معیار، بیشترین و کمترین مقدار نابرابری تورمی اندازه‌گیری شده توسط معیار لاسپیرز (به‌عنوان شاخص نابرابری تحمیلی) و همچنین نابرابری تورمی احساس شده، مشاهده می‌شود. همچنان‌که در این جدول مشخص است، میانگین نابرابری تورمی احساس شده و نابرابری تحمیلی به‌ترتیب ۱,۹۹٪ و ۱,۲۷٪ است. به عبارتی، به صورت میانگین تورم احساس شده بیش از یک و نیم برابر تورمی تحمیل شده از بخش کلان است. همچنین، بیشینه نابرابری تورمی احساس شده توسط خانوارها بیش از دو برابر نابرابری تورمی تحمیل شده می‌باشد. به‌عبارتی، می‌توان گفت که در زمان‌های بروز شوک تورمی، واکنش خانوارها نسبت به تورم به‌شدت افزایش یافته و تا میزان ۱۰۰٪ نابرابری تورمی را افزایش می‌دهد.

حال برای بررسی اینکه چند درصد از نابرابری تورمی کل از کانال تورم تحمیلی است، نیاز است ابتدا اثر تورم متوسط بر نابرابری تورمی تحمیلی که با π^I نمایش داده شده، توسط رابطه ۸ تخمین زده شود. سپس، با مقایسه اثر پذیری تورم تحمیلی و تورم کل هر دهک از تورم متوسط، نقش تورم تحمیلی و واکنش خانوار نسبت به آن، مورد سنجش قرار گیرد.

$$\pi^{I}_{i,t} = \beta_0 + \beta_i \bar{\pi}_t + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

نتایج تخمین رابطه ۸ پس از کنترل مشکل درون‌زایی به شرح جدول ۸ است.

جدول ۸. بررسی اثر تورم متوسط بر نابرابری تورمی تحمیلی

	تورم دهک یک				تورم دهک ده			
	کنترل متغیر ابزاری		تخمین مدل		کنترل متغیر ابزاری		تخمین مدل	
	تورم	جزء اخلال	روش حداقل مربعات	روش متغیر ابزاری	تورم	چزء اخلال	روش حداقل مربعات	روش متغیر ابزاری
متوسط تورم جامعه			۱.۰۳۴***	۱.۰۷۵***			۰.۸۹۳***	۰.۹۴۲***
متوسط تورم دهک دو تا ده	۰.۹۸۳***	۰.۰۴۰۲**						
متوسط تورم دهک یک تا نه					۰.۹۷۱***	۰.۰۳۶*		
ثابت	۰.۰۰۳۳	-۰.۰۰۷۲**	-۰.۰۰۲	-.۰۰۹***	۰.۰۰۴	۰.۰۰۸۴*	۰.۰۱۳***	۰.۰۰۴۴
R^2 تعدیل شده	۰.۹۵۸	۰.۹۵۷	۰.۹۵۱	۰.۰۳۱	۰.۹۱۲	۰.۹۰۹	۰.۹۵۴	۰.۰۲۵

آماره t درون پرانتز آمده است $^{*}\ p < 0.05,\ ^{**}\ p < 0.01,\ ^{***}\ p < 0.001$

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که از جدول ۸ مشخص است، مطابق با انتظار، رابطه متغیر ابزاری با تورم متوسط، قوی و با جزء اخلال بسیار ضعیف می‌باشد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که متغیر ابزاری انتخاب شده مناسب است. براساس جدول ۸، به ازای هر واحد افزایش تورم متوسط، تورم تحمیلی به خانوار دهک فقیر و ثروتمند جامعه به ترتیب ۱,۰۷۵ و۰,۹۴۲ برابر آن است، این درحالیست که قبلا در جدول ۲ مشاهده شده است که به‌ازای هر واحد افزایش تورم، خانوار دهک فقیر و ثروتمند جامعه به ترتیب ۱,۱۱ و ۰,۸۹۶ برابر آن تورم احساس می‌کردند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که خانوارهای ثروتمند با واکنشی که نسبت به تورم تحمیلی از خود نشان می‌دهند، سبب خواهند شد اثر تورم احساس شده توسط آنها، به ازای هر واحد افزایش تورم، تا ۵ درصد کاهش یابد، این در حالیست که جبر حاکم بر خانوارهای دهک فقیر در افزایش سهم کالاهای ضروری از کل سبد مصرفی آنها سبب خواهد شد تا این گروه به ازای هر واحد افزایش تورم، اثر تورم تحمیلی به خود را تا ۴ درصد بیشتر احساس کنند[1] .

۱. پنج درصد و چهاردرصد به ترتیب از اختلاف تورم احساس شده و تورم تحمیلی خانوار فقیر و ثروتمند به دست آمده است.

از سویی، برای بررسی پایداری متغیرهای تخمین زده شده، دوره بررسی به سه دوره ۷۶ تا ۹۱ ، ۷۹ تا ۹۴ و ۸۳ تا ۹۸ تقسیم شده است. همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود ضرایب در هر سه دوره معنی دار بوده و نسبتا شبیه یکدیگر می‌باشند.

جدول ۹. تحلیل حساسیت نتایج جدول ۱۰

	دهک یک				دهک ده			
	۷۶-۹۸	۷۶-۹۰	۷۹-۹۴	۸۳-۹۸	۷۶-۹۸	۷۶-۹۰	۷۹-۹۴	۸۳-۹۸
تورم	۱.۰۷۷***	۱.۰۶۹***	۱.۰۷۷***	۱.۰۷۱***	۰.۹۲۶***	۰.۸۷۰***	۰.۸۸۴***	۰.۹۲۲***
ثابت	۰.۰۰۹***	-۰.۰۰۸۷	-.۰۱۱**	-.۰۰۶*	۰.۰۰۴۸۷	۰.۰۱۱۵*	۰.۰۰۸۸۱	۰.۰۰۱۳۵
تعداد مشاهدات	۲۶۲	۱۷۹	۱۷۹	۱۷۴	۲۶۲	۱۷۹	۱۷۹	۱۷۴
R^2 تعدیل شده	۰.۹۵۷	۰.۹۱۲	۰.۹۳۹	۰.۹۵۵	۰.۹۲۶	۰.۸۶۵	۰.۹۱۹	۰.۹۴

آماره t درون پرانتز آمده است $^{*}\ p < 0.05,\ ^{**}\ p < 0.01,\ ^{***}\ p < 0.001$

منبع: یافته‌های پژوهش

حال برای بررسی اینکه چند درصد از نابرابری تورمی کل از کانال تورم تحمیلی است، نیازمند تخمین رابطه نابرابری تورمی تحمیلی و تورم متوسط هستیم. برای این منظور، اگر با تفاضل‌گیری از رابطه ۸ برای دو دهک یک و ده، شاخص نابرابری تورمی تحمیلی محاسبه شود، رابطه (۵) به‌دست خواهد آمد که در آن $\beta_1^{'}$ معرف β_1-β_{10} می‌باشد. همچنین به‌منظور بررسی شوک تورمی، ترم $dif_{\overline{\pi}_t-\overline{\pi}_{t-1}}$ که بیانگر اختلاف تورم متوسط دوره t و t-1 است، از جزء اخلال خارج و در مدل لحاظ شده است.

$$index^{I}_{(1،10)_t} = \beta_0 + \beta_1^{'}\overline{\pi}_t + \beta_2^{'}dif_{\overline{\pi}_t-\overline{\pi}_{t-1}} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در رابطه ۹، $index^{I}_{(1،10)}$، بیانگر اختلاف تورم تحمیلی بین دهک ده و یک، $\overline{\pi}_t$ تورم متوسط جامعه و $dif_{\overline{\pi}_t-\overline{\pi}_{t-1}}$، اختلاف تورم دوره t و t-1 می‌باشد. در این رابطه نیز بنا به توضیح داده شده در بخش قبل، مشکل درون‌زایی وجود دارد. از این‌رو، این بار برای یافتن متغیر ابزاری از متوسط تورم تحمیلی دهک ۲ تا ۹ استفاده شده‌است. نتایج تخمین ارتباط نابرابری تورمی با تورم متوسط با استفاده از رابطه (۵) در جدول ۱۰ ارائه شده است:

جدول ۱۰. نتایج تخمین ارتباط نابرابری تورمی تحمیلی با تورم متوسط با استفاده از متغیرهای ابزاری

	اختلاف تورم بین دهک یک و ده			
	کنترل متغیر ابزاری		تخمین مدل	
	تورم	جزء اخلال	روش حداقل مربعات	روش متغیر ابزاری
تورم متوسط			۰.۱۳۱***	۰.۱۲۳***
اختلاف تورم دوره t از t-۱			۰.۲۴۰**	۰.۲۴۸*
متوسط تورم دهک دو تا نه	۰.۹۷۵***	-۰.۰۰۹		
ثابت	۰.۰۰۳۹۸	۰.۰۰۱۵۹	-۰.۰۱۳۱***	-۰.۰۱۱۶***
R^2 تعدیل شده	۰.۹۵۳	-۰.۰۰۲	۰.۲۴۸	۰.۲۴۷

آماره t درون پرانتز آمده است $^{*}\ p < 0.05, ^{**}\ p < 0.01, ^{***}\ p < 0.001$

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود، به ازای هر واحد افزایش تورم، ۱۲,۳٪ نابرابری تورمی از کانال تورم تحمیلی زیاد می‌شود. این در حالیست که مطابق با جدول ۴ افزایش نابرابری تورمی احساس شده به ازای هر واحد افزایش تورم ۲۰.٪۳ بود. به عبارت دیگر، واکنش خانوارها سبب می‌شود تا ۶۶ درصد میزان نابرابری تورمی افزایش یابد[۱].

از سوی دیگر، تأثیر سرعت تغییر تورم بر نابرابری تورمی تحمیلی ۲۴,۸٪ می‌باشد، این درحالیست که این عدد برای نابرابری تورمی احساس شده ۲۹,۴ درصد بوده است. به عبارت دیگر، واکنش سریع خانوارها به شوک تورمی سبب خواهد شد تا میزان نابرابری تورمی ۱۹٪ افزایش یابد.

۸- نتیجه‌گیری

همان‌گونه که در این مطالعه نشان داده شده است، تفاوت در الگوی مصرف خانوارها در دهک‌های مختلف و متفاوت بودن واکنش آن‌ها نسبت به تورم تحمیلی سبب می‌شود تا به طور متوسط تورم احساس شده توسط خانوارهای فقیر و ثروتمند به‌ترتیب، بیشتر و کمتر از تورم متوسط جامعه باشد. بنابراین، از آنجاکه براساس شواهد،

۱. اگر ۱۲,۳ درصد به میزان ۶۶ درصد رشد داده شود عدد ۲۰,۳ درصد حاصل می‌گردد

دستمزد خانوارها در هر دوره توسط تورم متوسط جامعه تعدیل می‌شود، می‌توان گفت که در زمان بروز تورم، وضعیت خانوارهای فقیر و خانوارهای ثروتمند به ترتیب بدتر و بهتر می‌شود. به عبارت دیگر، نه تنها فشار کسب مالیات تورمی دولت بر روی خانوارهای فقیر است، بلکه این نوع مالیات سبب می‌شود تا وضع خانوارهای ثروتمند بهبود یابد.

منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۷-۱۳۸۰). *شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی.*

۲. مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۶- ۱۳۷۴). داده‌های خام بودجه خانوار، کل،

۳. مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۸-۱۳۷۴). *شاخص قیمت مصرف‌کننده خانوارهای روستایی.*

۴. مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۸-۱۳۸۰). *شاخص قیمت مصرف کننده خانوارهای شهری.*

۵. مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۸-۱۳۸۱). شاخص *قیمت مصرف کننده خانوارهای شهری.*

۶. کفایی، محمدعلی و مرادبیگی، مریم (۱۳۸۹). نابرابری تورمی در ایران به تفکیک استانی. اقتصاد و الگو سازی، ۱(۲)، ۳۱-۵۱

۷. کمیجانی، اکبر و غیاثوند، ابوالفضل (۱۳۸۸). بررسی شکاف تورمی میان خانوارهای مناطق شهری ایران. تحقیقات اقتصادی, ۴۴(۸۷), ۱۶۵-۱۹۱.

8. Ruiz-Castillo, J., Ley, E., & Izquierdo, M. (2000). The Plutocratic Bias in the CPI: Evidence from Spain, IMF Working Papers, 2000(167), A001. Retrieved Jan 6, 2022

9. Christian Broda, John Romalis. (2009). The Welfare Implications of Rising Price Dispersion.

10. Crawford, I., & Oldfield, Z. (2002). Distribution aspects of inflation. Institute for Fiscal Studies .

11. Argente, D., Lee, M., & Moreira, S. (2018). Innovation and product reallocation in the great recession. Journal of Monetary Economics, 93, 1-20.

12. Engel. (1857). Die Produktions- und Ernteerträge und der Getreidehandel im preussischen Staate. Zeitschrift des Königlichen preussischen statischen Bureaus, 249.

13. Kaplan, G., & Schulhofer-Wohl, S. (2017). Understanding the long-run decline in interstate migration. International Economic Review, 58(1), 57-94.
14. Hobijn, B., & Lagakos, D. (2005). Inflation inequality in the United States. *review of income and Wealth*, *51*(4), 581-606.
15. Izquierdo, M., Ley, E., & Ruiz-Castillo, J. (2003). The plutocratic gap in the CPI: evidence from Spain. *IMF Staff Papers*, *50*(1), 136-155.
16. Michael, R. T. (1975). *Variation Across Household in the Rate of Inflation* (No. w0074). National Bureau of Economic Research.
17. Oosthuizen, M. (2007). Consumer Price inflation across the income distribution in South Africa.
18. Hait, P., & Jansky, P. (2014). Inflation differentials among Czech households. *CERGE-EI Working Paper Series*, (508).
19. Pollak, R. A. (1981). The social cost of living index. *Journal of Public Economics*, *15*(3), 311-336.
20. Prais, S. (1958). Whose Cost of Living? *Review of Economic studies,26*, 126-134.
21. Sugema, I., Irfany, M. I., Holis, A., & Bakhtiar, T. (2010). Consumer price index for the poor (cpi-p): An empirical analysis of indonesia. *International Research Journal of Finance and Economics*, *58*, 58-64.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰/ ص ۵۸-۲۵

به‌کارگیری متوسط فاصله انتشار در شناسایی زنجیره‌های تولید و نسبت آن با ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص و تخصص‌گرایی عمودی؛ مطالعه موردی اقتصاد ایران

DOI: 10.22059/JTE.2021.326256.1008493

علی‌اصغر بانوئی*[1]، بهاره فهیمی[2]
۱. استاد گروه برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی، Banouei7@yahoo.com
۲. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، Bahare.fahimi@yahoo.com
نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۱۶

چکیده

روش‌های متوسط فاصله انتشار، حذف فرضی و تخصص‌گرایی عمودی، مبنای سنجش محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید قرار می‌گیرند. اولی یک روش ترکیبی است و قابلیت شناسایی محیط درونی فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی در زنجیره‌های تولید را دارد، اما نمی‌تواند محیط بیرونی زنجیره‌های تولید را پوشش دهد. برای برون‌رفت از این مسئله روش‌های حذف فرضی و تخصص‌گرایی عمودی در تحلیل محیط بیرونی زنجیره‌های تولید پیشنهاد می‌شوند. روش حذف فرضی مقدار ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص را محاسبه می‌کند و روش تخصص‌گرایی عمودی ادغام یک اقتصاد را با اقتصاد جهانی مورد سنجش قرار می‌دهد. در این مقاله، آخرین جدول آماری سال ۱۳۹۵ و تبدیل آن به جدول داخلی مبنای محاسبه سه روش مذکور قرار می‌گیرد. یافته‌های کلی نشان می‌دهند که ۱- از منظر محیط درونی، فعالیت‌های کشاورزی و معادن (شامل نفت خام و گاز طبیعی) در گروه فعالیت‌های بالادستی قرار می‌گیرند؛ ۲- از منظر محیط بیرونی در سطح کلان، سهم ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص برابر با ۰,۹۳ واحد است، درحالی‌که سهم تخصص‌گرایی عمودی (ادغام با اقتصاد جهانی) ۰,۰۷ واحد است؛ ۳- در سطح فعالیت‌ها، فعالیت معادن با سهم ۰,۴۳ واحد ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص، در رتبه اول قرار دارد، حال آنکه تخصص‌گرایی عمودی آن ۰,۰۱ واحد را نشان می‌دهد. عکس این روند در مورد فعالیت صنعت مشاهده می‌شود. یافته‌های فوق این واقعیت را آشکار می‌کند که اقتصاد ایران با سهم ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص بسیار بالا در کنار ادغام ناچیز آن با اقتصاد جهانی هنوز در مدار آغازین زنجیره‌های تولید قرار دارد.

طبقه‌بندی JEL: C67, O21, F0, F10, F15

واژه‌های کلیدی: متوسط فاصله انتشار، حذف فرضی، تخصص‌گرایی عمودی، ارزش‌افزوده داخلی، صادرات ناخالص

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۲۳۲۷۳۰۷۷

۱- مقدمه

پیوندهای پسین و پیشین متعارف فقط اندازه پیوند فعالیت‌ها[۱] را در جهت شناسایی فعالیت‌های کلیدی اقتصاد به‌دست می‌دهند، اما در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی بخشی لازم است که در کنار اندازه، فاصله اقتصادی[1] فعالیت‌های اقتصادی نیز در شناسایی کارکرد آنها در ساختار تولید در نظر گرفته شود. به‌کارگیری رویکرد ترکیبی متوسط فاصله انتشار (APL[2])، نه تنها هر دو مورد اندازه و فاصله بین فعالیت‌ها را به‌طور همزمان در نظر می‌گیرد، بلکه قابلیت شناسایی فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی[۲] در زنجیره‌های تولید دارد. منظور از متوسط فاصله انتشار (متوسط فاصله اقتصادی[3])، در حقیقت متوسط تعداد مراحل ناشی از اثرات برون‌زای یک فعالیت بر ارزش تولید فعالیت دیگر است[۳]، اما به‌کارگیری رویکرد ترکیبی متوسط فاصله انتشار فقط پیوند محیط درونی فعالیت‌ها را در زنجیره‌های تولید آشکار می‌کند، که به‌نظر می‌رسد تنها شرط لازم در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی بخشی باشد، اما شرط کافی نیست؛ بنابراین برای شناسایی دقیق‌تر کارکرد فعالیت‌ها لازم است که علاوه بر در نظر گرفتن محیط درونی فعالیت‌ها، محیط بیرونی آنها که پیوند با تجارت خارجی (صادرات و واردات) دارند نیز مورد توجه قرار گیرد. در نظر گرفتن محیط بیرونی در کنار محیط درونی فعالیت‌ها برای اقتصاد ایران از چند جهت حائز اهمیت است. نخست اتکای آن بر منابع طبیعی است، که به اقتصاد تک محصولی معروف است و بدین ترتیب فعالیت‌های بالادستی مانند نفت خام و گاز طبیعی نقش به‌سزایی در استراتژی تجاری ایفا می‌کند؛ دوم، این نوع اقتصادها الگوی تجارت نامتقارن داشته و از نظر رقابت‌پذیری با دنیای خارج بیشتر آسیب‌پذیر هستند[۴]. برای برون‌رفت از این مسئله دو روش در سنجش محیط بیرونی کارکرد اقتصاد و فعالیت‌ها پیشنهاد می‌شود. از یک سوی روش حذف فرضی[4] مبنای سنجش ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص[5] قرار می‌گیرد و از سوی دیگر روش تخصص‌گرایی عمودی در جهت محاسبه نیازهای مستقیم و غیرمستقیم واردات واسطه‌ای در تأمین صادرات ناخالص استفاده می‌گردد؛ بنابراین هدف اصلی مقاله به‌کارگیری سه روش مذکور در شناسایی محیط درونی و محیط

1. Economic Distance
2. Average Propagation Length
3. Average Economic Distance
4. Hypothetical Extraction Method (HEM)
5. Domestic Value-Added in Gross Exports

بیرونی کارکرد کلان اقتصاد و فعالیت‌های آن در زنجیره‌های تولید می‌باشد. اولی فقط زنجیره‌های تولید داخلی را مورد توجه قرار می‌دهد. دومی برای اقتصادهای تک محصولی و دارای الگوی تجارت نامتقارن نظیر ایران از آن جهت اهمیت دارد که نه تنها مقدار ارزش‌افزوده داخلی که جذب مصرف بازارهای خارجی می‌گردد را مورد سنجش قرار می‌دهد، بلکه مشخص می‌کند که فعالیت‌های بالادستی و یا پایین‌دستی چه سهمی در ارزش‌افزوده ناشی از صادرات دارند. روش سوم نیز درجه ادغام یک اقتصاد را با اقتصاد جهانی مورد سنجش قرار می‌دهد و یک رابطه معکوس بین سهم ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص و سهم تخصص‌گرایی عمودی[1] به صادرات ناخالص دارد. بدین معنی که دو نسبت برابر با واحد است؛ یعنی هر چه ادغام یک اقتصاد با اقتصاد جهانی کمتر باشد، ارزش‌افزوده داخلی آن‌که صرف بازارهای خارجی می‌شود بیشتر است و بالعکس. به‌کارگیری هر سه روش نیاز به جدول داده-ستانده داخلی دارد. برای این منظور آخرین جدول آماری سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی و تبدیل آن به جدول داخلی، مبنای محاسبه قرار گرفته است. در راستای این هدف، مطالب مقاله در چهار بخش مشخص زیر سازماندهی می‌گردد.

پیشینه تحقیق با هدف شناسایی خلأ پژوهشی در بخش اول تشریح می‌شود. روش تحقیق که مشتمل بر روش متوسط فاصله انتشار، روش حذف فرضی و روش تخصص‌گرایی عمودی در ارتباط با محیط درونی و بیرونی کارکردهای فعالیت‌ها است، در بخش دوم ارائه می‌شود. بخش سوم، به پایه‌های آماری، نتایج به‌دست آمده و تحلیل‌های آن می‌پردازد. بخش آخر نیز به نتیجه‌گیری و چند پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی اختصاص می‌یابد.

۲- پیشینه تحقیق

روش متوسط فاصله انتشار در واقع یک روش ترکیبی قرن بیست و یکم است که ابتدا توسط بسما و همکاران (بسما[2] و همکاران، ۲۰۰۵)، معرفی و مبنای سنجش زنجیره‌های تولید و شناسایی کارکرد فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی اقتصاد اندولوس[3] قرار گرفته است. هدف از روش ترکیبی، آن است که علاوه بر اندازه پیوندهای

1. Vertical Specialization
2. Bosma, et.al
3. Andolusian Economy

پسین و پیشین، فاصله اقتصادی فعالیت‌ها را در زنجیره‌های تولید داخلی مورد توجه قرار می‌دهد. برای این منظور جدول داده-ستانده داخلی سال ۱۹۹۹ مبنای محاسبه قرار گرفته است و یافته‌های کلی آنها نشان می‌دهد که بخش کشاورزی و سپس معادن اقتصاد اندولوس در فرآیند آغازین تولید قرار دارند و بدین ترتیب فعالیت‌های بالادستی به شمار می‌روند. در مقاله دیگر، دیازنباخر و رومر[1] (۲۰۰۷)، روش متوسط فاصله انتشار را مبنای سنجش زنجیره‌های تولید بین کشوری قرار می‌دهند. یافته‌های حاصل از جدول داده-ستانده بین کشوری سال ۱۹۸۵ شش کشور اروپایی، نشان می‌دهد که نخست ترکیب متوسط فاصله انتشار با اندازه پیوند تصویر دقیق‌تر از ساختار تولید را در زنجیره‌های تولید ارائه می‌دهد؛ دوم فعالیت‌هایی نظیر کشاورزی و صنایع وابسته به کشاورزی نه تنها در فرآیند آغازین تولید قرار می‌گیرند، بلکه همچنین وابستگی آنها یکسویه بوده و فقط عرضه‌کننده تولید کالاهای واسطه‌ای هستند.

فانگ[2] و همکاران (۲۰۲۰)، با استفاده از متوسط فاصله انتشار، ساز و کار انتقال انتشار دی‌اکسیدکربن بین صنایع بالادستی و پایین‌دستی در چارچوب الگوی داده-ستانده چند منطقه‌ای برای سی منطقه چین را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. یافته‌های کلی آنها نخست وجود عدم تعادل فضایی در توزیع زنجیره‌های تولید و به تبع آن توضیح انتشار دی‌اکسیدکربن بین مناطق برخوردار و مناطق عدم برخوردار چین را نشان می‌دهند و دوم مناطق برخوردار چین مانند پکن و شانگهای انتشار آلاینده نهفته در محصولات اولیه تولید شده در صنایع بالادستی را از طریق زنجیره‌های تولید به مناطق کمتر برخوردار انتقال می‌دهند. یافته‌های نهایی نشان می‌دهند که به‌کارگیری ترکیب اندازه پیوندهای پسین و پیشین در کنار فاصله بین بخش‌ها تحلیل دقیق‌تری از ساختار ارزش‌افزوده و انتشار آلاینده بین هر بخش و منطقه در کنار زنجیره‌های تولید ارائه می‌کند. رومرو و هیوینگز[3] (۲۰۰۹)، با استفاده از متوسط فاصله انتشار، دو بعد گسستگی فرآیند تولید[4][۵] را برای اقتصاد شیکاگو را محاسبه می‌کنند. نخستین بعد گسستگی فضایی فرآیند تولید[5] و دومین بعد گسستگی کارکردی فرآیند تولید[6] است.

1. Diezenbacher and Romero
2. Fang, et.al
3. Romero, et.al
4. Fragmentation of Production Process
5. Spatial Fragmentation of Production Process
6. Functional Fragmentation of Production Process

در این مورد از یک سو گسستگی فرآیند تولید و جابه‌جایی فعالیت‌های اقتصادی، کاهش پیوندهای داخلی اقتصاد ملی و مناطق را دامن می‌زند و همچنین می‌تواند کاهش پیچیدگی فرآیند تولید را در نظام اقتصادی آشکار کند؛ از سوی دیگر برون‌سپاری[1] که بیانگر گسستگی کارکردی است، تراکم مبادلات و پیوندها را در داخل اقتصاد افزایش می‌دهد. اثرات همه‌جانبه گسستگی بر پیچیدگی در نظام اقتصاد ملی و منطقه‌ای بستگی به اثرات خالص دو بعد گسستگی فرآیند تولید دارد. برای این منظور آنها جداول داده-ستانده شیکاگو در بازه زمانی (۲۰۱۹- ۱۹۷۸) را مبنای سنجش و تحلیل قرار دادند. میلر و تیمورشو[2] (۲۰۱۵)، ضمن اصلاح روش متعارف متوسط شاخص فاصله انتشار، مسئله شناسایی و کارکرد صنایع بالادستی و پایین‌دستی را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مقاله آنها با استفاده از جداول داده-ستانده جهانی در بازه زمانی (۲۰۰۹-۱۹۹۶)، جایگاه تغییرات زنجیره‌های ۳۵ فعالیت حاوی ۴۰ کشور را در دو بعد محاسبه کرده‌اند: نخست از بعد زنجیره‌های عرضه داده-ستانده فعالیت‌ها و دوم از بعد زنجیره‌های تقاضای نهاده فعالیت‌ها. به‌کارگیری این تفکیک در شناسایی صنایع بالادستی و پایین‌دستی بسیار حائز اهمیت است؛ علت آن است که هر دو زنجیره می‌توانند تصویر واقع‌بینانه‌تری از کارکرد صنایع بالادستی و پایین‌دستی را هم برای تحلیل‌گر و هم برای سیاست‌گذار ارائه کنند. یکی از محاسن این مقاله در مقایسه با سایر مقالات آن است که نخست، دو زنجیره برای یک فعالیت یکسان نیستند؛ علت آن است که ساختار عرضه (فروش) ستانده هر فعالیت متفاوت از ساختار تقاضای نهاده همان فعالیت است. دوم در یک نظام اقتصادی هر دو زنجیره در نهایت به خانوارها، دولت و سرمایه‌گذاران ختم می‌شود، بدین معنی که از یکسو این نهادها تولید نهایی (کالاها و خدمات) را از فعالیت‌ها (تولیدکنندگان) خریداری می‌کنند و از سوی دیگر، عوامل اولیه نظیر کار، خدمات اداری و سرمایه را برای تولیدکنندگان فراهم می‌نمایند، اما مطالعات فوق فقط وضعیت کارکرد فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی اقتصادی را در زنجیره‌های تولید که معطوف به محیط درونی هستند، در کنار نادیده گرفتن محیط بیرونی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهند. لاس[3] (۲۰۱۷)، در مقاله مبسوط خود تلاش می‌کند فقط به جنبه‌های نظری مسئله عوامل بیرونی و اهمیت آن در کارکرد

1. Outsourcing
2. Miller and Temurshoev
3. Los

زنجیره‌های تولید فعالیت‌ها توجه داشته باشد. برای این منظور نشان می‌دهد که روش متوسط فاصله انتشار، وضعیت هر فعالیت را در زنجیره‌های تولید داخلی آشکار می‌کند؛ حال آنکه روش ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص و تخصص‌گرایی عمودی می‌توانند وضعیت فعالیت‌ها را در ارتباط با صادرات و واردات تبیین کنند.

جهانگرد و آزادیخواه جهرمی (۱۳۹۲)، با استفاده از جدول داده-ستانده متعارف سال ۱۳۸۰، به شناسایی زنجیره‌های تولیدی اقتصاد ایران با استفاده از شاخص میانگین طول انتشار پرداخته‌اند. در این مطالعه ابتدا پیوندهای پسین و پیشین و سپس، شاخص میانگین طول انتشار مورد محاسبه قرار گرفته‌اند؛ نتایج نشان می‌دهند که از منظر پیوندهای پسین و پیشین، بخش‌های "صنعت" و "آب، برق و گاز" بخش‌های کلیدی هستند. همچنین بزرگ‌ترین میانگین طول انتشار پیشین متعلق به بخش کشاورزی و سپس، بخش معدن و کوچک‌ترین مقادیر آن به بخش خدمات و ساختمان تعلق دارد. در مورد میانگین طول انتشارهای پسین نیز بیشترین میزان به بخش ساختمان و کشاورزی تعلق دارد و کمترین مقادیر متعلق به بخش معدن و خدمات است.

صادقی (۱۳۹۴) در مطالعه خود تلاش می‌کند ضمن بررسی زوایای مختلف کارکرد روش‌های سنتی، روش‌های حذف فرضی و روش متوسط فاصله انتشار کاربرد آنها را در زمینه‌هایی چون آب‌بری، آلایندگی، اشتغال‌زایی و مصرف مورد تجزیه و تحلیل قرار دهد.

مشیری و همکاران (۱۳۹۶)، با استفاده از روش متوسط طول انتشار، میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری را بر بخش فناوری اطلاعات و ارتباطات مورد بررسی قرار داده و برای این منظور از جدول داده-ستانده متعارف به روز شده سال ۱۳۹۰ ایران استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهند که بخش فناوری اطلاعات و ارتباطات دارای یک فاصله با بخش خدمات و دو فاصله با بخش تولیدات صنعتی می‌باشد.

حال اگر پژوهش‌های انجام گرفته در خارج را ملاک مقایسه با پژوهش‌های داخلی قرار دهیم، دو نارسایی آشکار می‌شود: نخست اینکه فقط روش متوسط فاصله انتشار در کنار نادیده گرفتن فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی مبنای تحلیل زنجیره‌های تولید قرار گرفته است؛ دوم- جداول متعارف (داخلی با واردات) مبنای سنجش زنجیره‌های تولید قرار گرفته‌اند. از آنجا که این نوع جداول مبتنی بر فرض "برابری تکنولوژی تولید داخلی با تکنولوژی تولید سایر کشورها" استوار هستند، کاربست آنها در تحلیل‌های

محیط درونی و محیط بیرونی اقتصاد و فعالیت‌ها را غیرممکن می‌سازد. هدف اصلی مقاله حاضر بر طرف کردن دو نارسایی فوق است.

۳- روش تحقیق

به‌منظور بررسی محیط درونی و محیط بیرونی کارکرد زنجیره‌های تولید فعالیت‌ها سه روش مبنای تحلیل قرار می‌گیرند که عبارتند از: روش متوسط فاصله انتشار، روش حذف فرضی و روش تخصص‌گرایی عمودی. در ادامه مبانی نظری هر یک از سه روش مذکور به اختصار ارائه می‌شوند.

۳-۱- روش متوسط فاصله انتشار

روش مذکور یک روش ترکیبی است که در آن علاوه بر اندازه پیوندهای پسین و پیشین، فاصله انتشار و یا فاصله اقتصادی در سنجش عملکرد فعالیت‌ها در زنجیره‌های تولید مورد توجه قرار می‌گیرد. به‌کارگیری رابطه تراز تولیدی داخلی تقاضا محور لئونتیف[1] و رابطه تراز تولیدی داخلی عرضه محور گش[2] مبنای ورود به روش متوسط فاصله انتشار در نظر گرفته می‌شود (رومرو و همکاران، ۲۰۰۹؛ فانگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ بسما و همکاران، ۲۰۰۵)

$$x = De + f \qquad (۱)$$

$$x' = e'D + v' \qquad (۲)$$

روابط (۱) و (۲) به ترتیب روابط تراز تولیدی داخلی تقاضا محور لئونتیف و عرضه محور گش را نشان می‌دهد؛ به‌طوری‌که $x_i = x'_j$ بردارهای سطری و ستونی ستانده ناخالص داخلی بخش i ام و بخش j ام، $D = [d_{ij}]$ ماتریس مبادلات واسطه‌ای داخلی بین بخش i ام و بخش jام و f و v' ترتیب بردارهای ستونی تقاضای نهایی و سطری عوامل اولیه تولید (ارزش‌افزوده) را بیان می‌کنند. e و e' به ترتیب بردار ستونی و سطری واحد و جمع‌کننده ماتریس‌های سطری و ستونی هستند. روابط فوق که مبتنی بر جدول داده-ستانده داخلی هستند، فاقد واردات می‌باشند؛ زیرا واردات واسطه‌ای و واردات نهایی به ترتیب در ناحیه دوم و سوم جدول منظور می‌شوند[۶].

1. Leontief's Demand-Side Accounting Equation
2. Ghoshian Supply-Side Accounting Equation

به‌منظور سنجش متوسط شاخص فاصله انتشار، ابتدا لازم است که ماتریس ضریب مستقیم داخلی به‌صورت زیر محاسبه شود:

$$a_{ij}(d)ij = \frac{d_{ij}}{x_j} \quad \Longrightarrow A_d = D\hat{x}^{-1} \qquad (۳)$$

$\hat{x}$ در رابطه (۳) یک ماتریس قطری است که در آن درایه‌های x در قطرهای اصلی و عناصر غیرقطری صفر در نظر گرفته می‌شود. با جایگزینی رابطه (۳) در رابطه (۱) رابطه جدیدتری به‌دست می‌آید:

$$x = A_d + f \qquad (۴)$$

حال اگر فرض شود که در کوتاه‌مدت A در کنار قیمت‌ها ثابت هستند، آنگاه تغییرات در مقدار تقاضای نهایی را می‌توان بر تغییرات مقدار تولید هر بخش به‌صورت زیر محاسبه کرد (میلر و بلیر[1]، ۲۰۰۹):

$$\sigma x = \left(I\text{-}A_d\right)^{-1}(\sigma f) = L\,(\sigma f) \qquad (۵)$$

که در آن $\left(I\text{-}A_d\right)^{-1} = L_d = [l_{ij}]$ به ترتیب ماتریس‌های یکه و ماتریس ضرایب فزاینده تولید داخلی (ماتریس معکوس لئونتیف) را نشان می‌دهند. ماتریس L_d در حقیقت اثرات مستقیم و غیرمستقیم افزایش یک واحد تقاضای نهایی (σf) را بر زنجیره‌های تولید آشکار می‌کند که ناشی از سری توانی زیر است:

$$L_d = (I + A_d^1 + A_d^2 + A_d^3)\,(\sigma f) \qquad (۶)$$

بنابراین، اثرات تقاضای نهایی بر تولید (σx) در رابطه (۵) زنجیره‌های تولید را به‌صورت مرحله به مرحله در رابطه (۶) نشان می‌دهد. با جایگزینی رابطه (۶) در رابطه (۵)، موضوع زنجیره تولید به شکل مرحله به مرحله که اساس روش متوسط فاصله انتشار را تشکیل می‌دهد، به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\sigma x = (I + A_d^1 + A_d^2 + A_d^3 + \cdots)\,(\sigma f) \qquad (۷)$$

اثرات مرحله اول ((σf) (I به دو دلیل برابر با صفر است. نخست لازم است که ((σf تولید شود و دوم این مقدار تقاضای نهایی ارتباطی با زنجیره‌های تولید ندارد[۷]. $A_d^{'}$ نشان می‌دهد که به‌منظور تولید اضافی نیاز به نهاده اضافی مستقیم دارد. A_d^1 (σf)، که اولین مرحله از زنجیره‌های تولید به شمار می‌رود در مرحله بعد این نهاده بایستی اضافه شود و بدین ترتیب نیاز به A_d^2 (σf) اضافی در مرحله دوم دارند و الی آخر[۸].

1. Miller and Blair

بنابراین با توجه به رابطه (۷) اثرات σf بر (σx) ناشی از سه اثر است: اثر اولیه σf، اثر مستقیم A_d^1 (σf) و اثرات غیرمستقیم ($A_d^2 + A_d^3$) (σf)).

$[L_d = [l_{ij}]$، مشخص می‌کند که افزایش تولید بخش i ام ناشی از افزایش یک واحد تقاضای نهایی بخش j ام چگونه است، به‌عبارتی پیوند پسین بخش تقاضاکننده j ام و بخش عرضه‌کننده i ام را از منظر وابستگی نهاده‌ها نشان می‌دهد. عکس آن در مورد پیوندهای پیشین موضوعیت پیدا می‌کند؛ یعنی ستانده‌ها به کجا می‌روند و بدین ترتیب وابستگی بخش عرضه‌کننده i ام را بر بخش تقاضاکننده j ام نشان می‌دهد (بانوئی و همکاران، ۱۳۸۶). برای این منظور ابتدا ماتریس ضرایب مستقیم تخصیص[1] و یا ماتریس ضرایب ستانده در چارچوب الگوی عرضه محور گش (گش[2]، ۱۹۵۸) محاسبه می‌شود:

$$bd_{(ij)} = \frac{D_{ij}}{x_i} \Longrightarrow Bd = \hat{x}^{-1}D \qquad (۸)$$

رابطه (۸)، نشان می‌دهد که بخش i ام چه میزان از تولید (ستانده) خود را به بخش j ام عرضه می‌کند. با استفاده از رابطه (۸)، رابطه تراز تولیدی الگوی عرضه محور گش به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$x' = x'Bd + v' \qquad (۹)$$

اگر فرض شود که ضرایب ستانده ثابت باشند، آنگاه می‌توان اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییرات عوامل اولیه تولید و یا هزینه عوامل اولیه تولید را بر ارزش تغییرات ستانده ($\sigma x'$) به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$\sigma x' = \sigma v'(I\text{-}Bd)^{-1} = \sigma v'G \qquad (۱۰)$$

که در آن $(I\text{-}Bd)^{-1} = Gd$ به ماتریس معکوس داخلی گش معروف است (بن[3]، ۲۰۱۸؛ میلر و بلیر، ۲۰۰۹). اینکه تا چه حد الگوی عرضه محور گش (رابطه ۹) مانند الگوی تقاضا محور لئونتیف از پایه نظری و همچنین تفسیر اقتصادی مستحکم برخوردار است؛ تردیدهای جدی را بین تحلیل‌گران در اواخر قرن بیستم و اوایل قرن بیست و یکم ایجاد کرده است[۹]. یکی از این تردیدها آن است که آیا الگوی عرضه محور گش همانند الگوی تقاضا محور لئونتیف یک الگوی مقداری[4] است؟ دیازنباخر در مقاله خود تلاش

1. Direct Allocation Coefficient
2. Gosh
3. Bon
4. Quantitative Model

می‌کند این مسئله را واکاوی کند (دیازنباخر، ۱۹۹۷). یافته‌های وی نشان می‌دهد که چنانچه الگوی عرضه محور گش به شکل یک الگوی قیمتی تفسیر گردد، نه فقط تمام چالش‌های موجود برطرف می‌شود، بلکه همچنین الگوی مذکور معادل الگوی استاندارد قیمتی لئونتیف خواهد بود؛ به‌طوری‌که در الگوی لئونتیف، مقدار متغیر و قیمت‌ها، ثابت و در الگوی گش، مقدار ثابت و قیمت‌ها متغیر است. بنابراین رابطه (۹) مشخص می‌کند که اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییرات در هزینه‌های عوامل اولیه ($\sigma v'$) بر ارزش تولید چگونه خواهد بود. این یافته‌ها و مشاهدات، خود می‌تواند مبنای بررسی زنجیره‌های تولید را از منظر فشار هزینه[1] در فعالیت‌های مختلف اقتصادی فراهم کند، به‌طوری‌که همانند رابطه (۷) و با استفاده از رابطه (۹) زنجیره‌های فشار هزینه به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\sigma x' = \sigma v'(I + Bd + B^2d + B^3d + \cdots) \qquad (۱۱)$$

رابطه ۱۰، نشان می‌دهد که افزایش یک واحد عوامل اولیه ارزش‌افزوده موجب تغییرات ارزش تولید $\sigma x'$خواهد شد. در این مورد رابطه ۱۱ مشخص می‌کند که چگونه زنجیره‌های ارزش ستانده ناشی از تغییرات یک واحد عوامل اولیه (ارزش‌افزوده) تجزیه می‌شود. این زنجیره‌های تولید حاوی دو اثر است که عبارتند از اثرات اولیه $\sigma x' = \sigma v'(I)$ که به اثرات مستقیم معروف است و $\sigma x' = \sigma v'(B^2d + B^3d + \cdots)$ که اثرات غیرمستقیم را آشکار می‌کنند، بنابراین زنجیره‌های تولید از منظر مصرف‌کنندگان در الگوی تقاضامحور لئونتیف از یک سو و همچنین زنجیره‌های ارزش تولید ناشی از فشار هزینه از منظر تولیدکنندگان در الگوی عرضه محور گش از سوی دیگر می‌توانند مبنای ورود به روش متوسط فاصله انتشار و یا متوسط فاصله اقتصادی فعالیت‌های مختلف اقتصادی قرار گیرند. یکی از نکات مهم مراحل زنجیره‌های تولید پسین و پیشین، شناخت از ارتباط بین ماتریس نهاده (A_d) در الگوی تقاضامحور لئونتیف (رابطه ۳) و ماتریس ستانده و ماتریس تخصیص در الگوی عرضه محور گش (رابطه ۸) است که در روابط زیر بیان می‌شود:

$$Ad = \hat{x}B\hat{x}^{-1} \text{ یا } \quad Ad\hat{x} = X = \hat{x}Bd \Longrightarrow \hat{x}Bd$$

که در آن: $ad_{(ij)} = \frac{x_i\, bd_{(ij)}}{x_j} \quad bd_{(ij)} \Longrightarrow Bd = \hat{x}^{-1}D$

و بسط آن به مرحله k ام به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$A^kd = \hat{x}B^k\hat{x}^{-1} \ , Ld = (I\text{-}A_d)^{-1} = \hat{x}\,(I\text{-}Bd)^{-1} = \hat{x}Gd\hat{x}^{-1}$$

1. Cost-Push

بنابراین: ,[,A-k.]- (ij).=,,x-i.,[,B-k.d]- (ij).-,x-j..

علامت ۸ یک ماتریس قطری است که در آن درایه‌های غیرقطری صفر هستند [۱۰]. بنابراین روابط فوق مشخص می‌کنند که شناسایی مرحله به مرحله زنجیره‌های تولید فعالیت‌ها از دو منظر و به‌طور همزمان در سنجش فاصله اقتصادی بین زوج فعالیت i و فعالیت j امکان‌پذیر است. نخست الگوی تقاضامحور لئونتیف ،قابلیت شناسایی زنجیره‌های تولید از تولیدکنندگان به مصرف‌کنندگان را دارد؛ حال آنکه الگوی عرضه محور گشی رابطه بین هزینه‌های عوامل اولیه و تولیدکنندگان که به فشار هزینه معروف است را نشان می‌دهد، بنابراین به‌کارگیری روش متوسط فاصله انتشار، ماهیت دو سویه در شناسایی کارکرد فعالیت‌ها در زنجیره تولید دارد. نخست از نظر پیوند پسین متوسط فاصله انتشار در الگوی تقاضامحور لئونتیف و دوم از نظر متوسط فاصله انتشار در الگوی عرضه محورگش.

الف- متوسط فاصله انتشار پسین

بسط رابطه (۷)، مبنای محاسبه متوسط شاخص انتشار پسین قرار می‌گیرد (فانگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ دیازنباخر و رومرو، ۲۰۰۷؛ دیازنباخر و همکاران، ۲۰۰۵)

اثرات زنجیره‌های افزایش تقاضای نهایی برای افزایش تولید در رابطه (۷) به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\sigma x_i = ld_{(ij)} = ad_{(ij)} + \sum_k ad_{(ik)}\, ad_{(kj)} + \sum_k \sum_m ad_{(ik)}\, ad_{(km)} ad_{(mj)} + \cdots \qquad (۱۱)$$

عبارت اول در رابطه (۱۱) به اثرات مستقیم معروف است و نخستین مرحله را نشان می‌دهد. عبارت‌های بعدی اثرات غیرمستقیم زنجیره‌های تولید را به ترتیب در دو مرحله و سه مرحله نشان می‌دهند. یعنی:

$$\sigma x_i = ad_{(ij)} \sigma f_j \qquad (۱۱-۱)$$

$$\sigma x_i = ad_{(ik)} ad_{(kj)} \sigma f_j \qquad (۱۱-۲)$$

$$\sigma x_i = ad_{(ik)} ad_{(km)} ad_{(mj)} \sigma f_j \qquad (۱۱-۳)$$

روابط (۱۱-۱)، (۱۱-۲) و (۱۱-۳)، به‌ترتیب یک فاصله، دو فاصله و سه فاصله زنجیره‌های تولید بین فعالیت j و فعالیت i در تأمین افزایش یک واحد تقاضای نهایی فعالیت j را نشان می‌دهند. مراد از دو فاصله در رابطه (۱۱-۲) بین فعالیت j به k،

فعالیت k به i و سه فاصله در رابطه (۳-۱۱) بین فعالیت j به m، فعالیت m به k و فعالیت k به i است. در روش فاصله انتشار پسین و یا پیشین، اثر اولیه یک واحد افزایش تقاضای نهایی و یا افزایش یک واحد هزینه عوامل تولید نهایی که (i=j) باشد. علت آن است که این اثر اولیه هیچ تأثیری بر زنجیره‌های تولید و به‌دنبال آن فاصله اقتصادی بین فعالیت j و فعالیت i ندارد. بنابراین با رعایت قاعده فوق، متوسط فاصله انتشار پسین بین فعالیت i و فعالیت j از روابط زیر به‌دست می‌آیند. اگر تقاضای نهایی فعالیت j یک واحد افزایش یابد؛ یعنی $\sigma f_j = 1$ و $\sigma x_i = ld_{(ij)}\sigma f_j$ باشد، آنگاه در اولین فاصله نیاز به سهم $\frac{ad_{(ij)}}{ld_{(ij)}}$ است.

سهم دومین و سومین فاصله ،به ترتیب سهم‌های $\frac{ad_{(ik)}ad_{(kj)}}{ld_{(ij)}}$ و $\frac{ad_{(ik)}ad_{(km)}ad_{(mj)}}{ld_{(ij)}}$ مراحل بعدی را آشکار می‌کند، بنابراین متوسط تعداد فاصله ناشی از تأثیر افزایش یک واحد تقاضای نهایی در فعالیت j ، بر تولید i به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{[1\times ad_{(ij)}+2\times\sum_k ad_{(ik)}ad_{(kj)}+3\times\sum_k\sum_j ad_{(ik)}ad_{(km)}ad_{(mj)}]}{ld_{(ij)}} \qquad (۱۲)$$

چنانچه $i = j$ باشد، اثرات اولیه نادیده گرفته می‌شود؛ در نتیجه افزایش یک واحد تقاضای نهایی در فعالیت j موجب افزایش تولید همان بخش یعنی $\sigma x\text{-}1 = ld_{(ij)}\text{-}1$ خواهد شد، بنابراین متوسط فاصله انتشار پسین به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\frac{[1\times ad_{(ij)}+2\times\sum_k ad_{(ik)}ad_{(kj)}+3\times\sum_k\sum_j ad_{(ik)}ad_{(km)}ad_{(mj)}]}{ld_{(ij)}\text{-}1} \qquad (۱۳)$$

صورت کسر در روابط (۱۲) و (۱۳) به شکل ماتریس در رابطه زیر بیان می‌شود:

$$H = 1\times Ad + 2\times Ad^2 + 3\times Ad^3 + \cdots \sum_{t=1}^{\infty} tA^t d \qquad (۱۴)$$

با پیش ضرب H در $(I\text{-}A_d)$ رابطه جدید زیر به‌دست می‌آید:

$$(I\text{-}A_d)H = 1\times Ad + 2\times Ad^2 + 3\times Ad^3 + \cdots = Ld\text{-}I \qquad (۱۵)$$

$$H = Ld\text{-}I \qquad (۱۶)$$

سپس ماتریس متوسط فاصله انتشار پیوند پسین به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

اگر i=j باشد؛ آنگاه $T_{ij} = \frac{h_{(ij)}}{ld_{(ij)}}$

اگر i≠j باشد؛ آنگاه $T_{ij} = \frac{h_{(jj)}}{ld_{jj}\text{-}1}$ (۱۶-۱)

از منظر تقاضا محوری، ماتریس T در رابطه (۱-۱۶)، مبنای سنجش متوسط فاصله انتشار پسین تأثیر فعالیت j بر فعالیت i قرار می‌گیرد.

ب- متوسط فاصله انتشار پیشین

به همین صورت می‌توان تأثیر هزینه عوامل تولید فعالیت i را بر ارزش تولید فعالیت j در قالب الگوی عرضه محور گش محاسبه کرد:

اگر i=j باشد؛ آنگاه $T_{ij} = \frac{h_{(ij)}}{gd_{(ij)}}$

اگر i≠j باشد؛ آنگاه $T_{ij} = \frac{h_{(jj)}}{gd_{jj}-1}$ (۱۷)

ماتریس T_{ij}در رابطه (۱۷) به متوسط فاصله انتشار پسین معروف است، بنابراین با به‌کارگیری روابط (۱۶) و (۱۷) می‌توان کارکرد فعالیت‌ها را در زنجیره‌های تولید به‌طور همزمان از منظر تقاضامحور و عرضه محور مورد شناسایی قرار داد.

از منظر سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی بخشی، به‌کارگیری روش فاصله انتشار هرچند دارای محاسنی است، ولی خالی از اشکال نیست. یکی از ضعف‌های روش مذکور آن است که فقط محیط درونی زنجیره‌های تولید فعالیت‌های اقتصادی را در مرزهای جغرافیایی داخل یک کشور به‌دست می‌دهد و بدین ترتیب محیط بیرونی سنجش کارکرد صادرات و واردات فعالیت‌ها خارج از پوشش این روش قرار می‌گیرد. در ادامه برای برطرف کردن این مشکل روش‌های حذف فرضی و تخصص‌گرایی عمودی پیشنهاد می‌شود.

۲-۲- ظهور نظریه‌های جدید تجارت بین‌الملل

نظریه‌های جدید تجارت بین‌الملل در قالب "تجارت در کارکردها"[1] و یا "تجارت در مراحل"[2] بستر جدید نقش و اهمیت کالاهای واسطه‌ای را در مقابل نظریه‌های سنتی تجارت در قالب تجارت در کالاها را در قرن ۲۱ فراهم می‌کند[۱۱]. از نظر روش‌شناسی تجارت در کارکردها حداقل سه مزیت دارد که آن را از تجارت در کالاها متمایز می‌کند: نخستین مزیت، پیوند عوامل تولید به کالاهای واسطه‌ای و سپس به کالاهای نهایی است؛ حال آنکه تجارت در کالاها فقط پیوند عوامل تولید به کالاهای نهایی را در کنار نادیده گرفتن کالاهای واسطه‌ای مورد توجه قرار می‌دهد (فینسترا و تیلور[3]، ۲۰۱۷).

1. Trade-in-Tasks
2. Trade-in-Steps
3. Feenstra and Taylor

دومین مزیت به‌کارگیری واژه صادرات ناخالص[1] است که مشتمل بر کالاهای صادرات واسطه‌ای و کالاهای صادرات نهایی است و این کالاهای واسطه‌ای جهت پردازش بیشتر به دفعات از مرزهای جغرافیایی کشورها عبور می‌کنند. حال آنکه در نظریه‌های سنتی منظور از صادرات، صادرات کالاهای نهایی است که یک بار و برای همیشه از مرز جغرافیایی یک کشور عبور می‌کند. مزیت سوم تجزیه ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص است که جذب مصرف‌کنندگان خارجی می‌شود، مقدار ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص بستگی به الگوی تجارت کشورها دارد. در این مورد یکی از مشاهدات کلیدی بانک جهانی در خصوص میزان مشارکت کشورها در زنجیره‌های ارزش جهانی[2] به‌صورت زیر است:

"کشورها به روش‌های مختلف در زنجیره‌های ارزش جهانی مشارکت می‌کنند. آرژانتین، اتیوپی و اندونزی بیشتر متکی بر زنجیره‌های تولید صنایع ساده هستند؛ ولی الجزایر، شیلی و نیجریه، کالاها و یا مواد خام را برای پردازش بیشتر صادر می‌کنند. هند و آمریکا خدمات تولید می‌کنند که به‌طور قابل ملاحظه‌ای در صادرات کالاهای صنعتی نهفته است." (بانک جهانی[3]، ۲۰۲۰). یافته‌ها و مشاهدات فوق نه تنها مسئله الگوهای تجاری متقارن و نامتقارن بین سه گروه از کشورها را آشکار می‌کند؛ بلکه همچنین بیانگر محیط بیرونی کارکرد اقتصاد سه گروه از کشورهای فوق است. به‌عنوان نمونه انتظار می‌رود که گروه دوم کشورها متکی به خام فروشی و از الگوی تجارت نامتقارن برخوردار باشند؛ بدین معنی که ارزش‌افزوده داخلی که جذب بازارهای خارج می‌شوند، به‌مراتب بیشتر از دو گروه دیگر کشورها و ادغام این اقتصادها با سایر اقتصادهای جهان، کمتر است. الگوی تجاری اقتصاد ایران نیز شبیه گروه دوم کشورها باشد و بدین ترتیب اهمیت بررسی کمی کارکرد محیط درونی و محیط بیرونی اقتصاد را در ارتباط با اتخاذ استراتژی‌های تجاری نظیر هم‌پیوندی و همزیستی با اقتصاد جهانی دو چندان می‌کند و بدین ترتیب نیاز به بررسی کمی زنجیره‌های تجاری در کنار زنجیره‌های داخلی فعالیت-ها دارد. به‌کارگیری روش حذف فرضی نه فقط قابلیت سنجش ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات را دارد؛ بلکه همچنین معیار مناسب ادغام اقتصاد با اقتصاد جهانی به شمار می‌رود.

1. Gross Exports
2. Global Value Chain
3. World Bank

الف- روش حذف فرضی

کاربست روش حذف فرضی سه گام استاندارد زیر را دارد: در گام نخست GDP قبل از حذف محاسبه می‌شود. برای این منظور ابتدا از رابطه تراز تولیدی تقاضا محور لئونتیف استفاده می‌شود[۱۲].

$$x = Adx + f$$

f در رابطه فوق بردار ستونی و حاوی اجزای تقاضای نهایی داخلی و تقاضای خارجی است که این اجزاء عبارتند از:

$$f = C_d + G_d + I_d + E$$

که به ترتیب مصرف نهایی داخلی خانوارها، مصرف نهایی داخلی دولت، تشکیل سرمایه داخلی و صادرات ناخالص (صادرات کالاهای واسطه‌ای و صادرات کالاهای نهایی) را نشان می‌دهند.

با محاسبه ضریب مستقیم ارزش‌افزوده یعنی:

$V = vx$ رابطه بین ارزش‌افزوده (GDP) با تقاضای نهایی در چارچوب رابطه تراز تولیدی لئونتیف به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$GDP\ (V) = \hat{v}\left(I\text{-}A_d\right)^{-1} f \qquad (۱۸)$$

در رابطه فوق $\hat{v}\left(I\text{-}A_d\right)^{-1}$ به ماتریس ضرایب فزاینده ارزش‌افزوده داخلی معروف است.

در گام دوم، ارزش‌افزوده داخلی ناشی از تقاضای نهایی با حذف صادرات ناخالص محاسبه می‌شود. برای این منظور ابتدا تقاضای نهایی به دو قسمت تجزیه می‌گردد:

$$f = f_d + E \qquad (۱۹)$$

در رابطه (۱۹)، تقاضای نهایی داخلی مشتمل بر مصرف نهایی داخلی خانوارها، مصرف نهایی داخلی دولت و تشکیل سرمایه ثابت داخلی است. E، صادرات ناخالص حاوی صادرات کالاهای واسطه‌ای و صادرات کالاهای نهایی است، بنابراین با حذف صادرات ناخالص (E=0)، GDP جدید به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$GDP^{*}\ (V) = \hat{v}\left(I\text{-}A_d\right)^{-1} f_d \qquad (۲۰)$$

حال اگر GDP^{*} به‌دست آمده بعد از خنثی کردن صادرات ناخالص از GDP واقعی کسر شود، حاصل آن مقدار ارزش‌افزوده داخلی است که جذب بازارهای خارجی می‌شود که به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$DVA = GDP\text{-}GDP^{*} \qquad (۲۱)$$

DVA در رابطه فوق از سه منظر قابل تفسیر است. نخست، ارزش کارکرد اقتصاد در سطح کلان و بخش‌های اقتصادی را در ارزش زنجیره‌های تولید خارجی نشان می‌دهد. دوم، انتظار می‌رود که DVA برای آن دسته از کشورهایی که متکی به منابع طبیعی و فعالیت‌های بالادستی هستند بالا باشد. به‌عنوان نمونه جانسون و نوگورا[1] (۲۰۱۲)، با استفاده از پایه‌های آماری سهم ارزش‌افزوده در صادرات به کل صادرات را برای ۹۵ کشور محاسبه می‌کنند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که ایران با ۰,۹۵ واحد در صدر و کشورهای نیجریه، ونزوئلا، استرالیا و روسیه به ترتیب با ۰,۹۴، ۰,۸۹، ۰,۸۷، ۰,۸۶ واحد در رتبه‌های بعدی قرار می‌گیرند. سوم، نسبت DVA به کل صادرات[2] با نسبت تخصص‌گرایی عمودی VS به کل صادرات برابر با واحد است و بدین ترتیب یک رابطه معکوس بین DVA با VS وجود دارد، یعنی اینکه هر چه سهم DVA بیشتر باشد، ادغام آن از منظر واردات واسطه‌ای با اقتصاد جهانی کمتر است.

ب- روش تخصص‌گرایی عمودی در سنجش ادغام یک اقتصاد با اقتصاد جهانی

در این روش نیازهای مستقیم و غیرمستقیم واردات واسطه‌ای در تأمین صادرات ناخالص محاسبه می‌شود. همانند روش حذفی، رابطه (۴) مبنای محاسبه تخصص‌گرایی عمودی قرار می‌گیرد. برای این منظور ابتدا ماتریس ضرایب مستقیم واردات واسطه‌ای محاسبه می‌شود:

$$Am_{ij} = \frac{M_{ij}}{x_j} \Rightarrow M = Amx \qquad (۲۲)$$

در رابطه فوق M_{ij} و Am_{ij}، به ترتیب ماتریس مبادلات واردات واسطه‌ای بین بخشی و ماتریس ضرایب مستقیم واردات واسطه‌ای را نشان می‌دهند. با جایگزینی رابطه (۴) در رابطه (۲۲)، رابطه تخصص‌گرایی عمودی به‌دست می‌آید (هومل[3] و همکاران، ۲۰۰۱).

$$VS(M) = e'Am\left(I-A_d\right)^{-1}E \qquad (۲۳)$$

رابطه (۲۳)، مشخص می‌کند که نیازهای مستقیم و غیرمستقیم واردات واسطه‌ای در تأمین صادرات ناخالص چه میزان است. $Am\left(I-A_d\right)^{-1}$، ماتریس ضریب فزاینده واردات واسطه‌ای و E صادرات ناخالص را نشان می‌دهند. e' بردار سطری واحد و جمع‌کننده ستونی ماتریس است. VS میزان ادغام یک اقتصاد با اقتصاد جهانی را از

1. Johson and Noguera
2. Total Exports
3. Hummel, et.al

منظر واردات آشکار می‌کند که در حقیقت به‌مثابه واردات ارزش‌افزوده نیز در نظر گرفته می‌شود (هومل و همکاران، ۲۰۰۱). یک قاعده کلی بین رابطه (۲۱) و رابطه (۲۳) حاکم است و آن است که نسبت سهم DVA به کل صادرات و نسبت سهم VS به کل صادرات برابر با واحد است. یعنی:

$$\frac{\mathrm{DVA}}{\mathrm{TE}}+\frac{\mathrm{Vs}}{\mathrm{TE}}=1 \qquad (۲۴)$$

رابطه معکوس بین آن دو عبارت است از:

$$\frac{\mathrm{DVA}}{\mathrm{TE}}=1-\frac{\mathrm{Vs}}{\mathrm{TE}}$$

بنابراین با کاربست روابط (۲۱)، (۲۳) و (۲۴)، نه فقط کارکرد اقتصاد و فعالیت اقتصادی در زنجیره‌های تولید تجارت خارجی (صادرات و واردات) آشکار می‌گردد، بلکه همچنین در کنار روش متوسط فاصله انتشار، تصویر کامل‌تری از وضعیت محیط درونی و محیط بیرونی فعالیت‌های اقتصادی هم برای سیاست‌گذار و هم برای تحلیل‌گر فراهم می‌شود.

۳- پایه‌های آماری، تحلیل نتایج و توصیه‌های سیاستی

در این مقاله از آخرین جدول متقارن آماری فعالیت در فعالیت با فرض تکنولوژی ساختار ثابت فروش محصول سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی استفاده می‌شود (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۹)، اما جدول مذکور یک جدول متعارف حاوی واردات نیز هست و بنابراین قابلیت سنجش محیط درونی و محیط بیرونی فعالیت‌های اقتصادی در زنجیره‌های تولید را ندارد[۱۳]، به این دلیل روش تفکیک قبل از تجمیع در چارچوب فرض تناسبی واردات[1] مبنای تفکیک واردات[۱۴] (واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی) قرار گرفته است، بدین معنی که ابتدا جدول تفصیلی مبنای تفکیک واردات قرار گرفته و سپس در جهت تسهیل تحلیل نتایج به شش فعالیت کشاورزی، معادن (شامل نفت خام و گاز طبیعی)، صنعت، آب، برق و گاز، ساختمان و خدمات تجمیع شده است، سپس مبنای محاسبه زنجیره‌های تولید داخلی (محیط درونی) و زنجیره‌های تولید خارجی (محیط بیرونی) در شناسایی کارکرد فعالیت‌های اقتصادی قرار گرفته است.

جداول (۱) و (۲)، به ترتیب نتایج حاصل از متوسط فاصله انتشار را از منظر الگوی تقاضامحور لئونتیف و الگوی عرضه محور گش برای شش بخش اقتصادی نشان می‌دهند.

1. Import Proportionality Assumption

جدول ۱. متوسط شاخص طول انتشار از منظر الگوی تقاضامحور لئونتیف

	کشاورزی	معادن	صنعت	آب، برق و گاز	ساختمان	خدمات	میانگین
کشاورزی	۱,۲۶	۱,۸۴	۱,۵۳	۱,۸۳	۲,۵۶	۲	**۱,۸۴**
معادن	۲,۰۳	۱,۵۰	۱,۴۳	۱,۴۴	۲,۲۴	۲,۱۳	**۱,۸۰**
صنعت	۱,۵۸	۱,۶۴	۱,۴۸	۱,۶۵	۱,۵۱	۱,۶۴	**۱,۵۸**
آب، برق و گاز	۱,۸۵	۱,۵۵	۱,۶۰	۱,۱۹	۲,۳۱	۱,۵۴	**۱,۶۷**
ساختمان	۱,۸۵	۱,۷۳	۲,۴۵	۱,۶۱	۱,۱۴	۱,۲۹	**۱,۶۸**
خدمات	۱,۵۹	۱,۳۲	۱,۶۵	۱,۵۰	۱,۶۱	۱,۳۵	**۱,۵۰**
میانگین	**۱,۶۹**	**۱,۶۰**	**۱,۶۹**	**۱,۵۴**	**۱,۹۰**	**۱,۶۶**	

منبع: ارقام با استفاده از جدول داده-ستانده داخلی سال ۱۳۹۵ و رابطه (۱۶-۱) محاسبه شده‌اند.

جدول ۲. متوسط شاخص طول انتشار از منظر الگوی عرضه محور گش

	کشاورزی	معادن	صنعت	آب، برق و گاز	ساختمان	خدمات	میانگین
کشاورزی	۱,۲۶	۱,۸۴	۱,۵۳	۱,۸۳	۲,۵۶	۲	**۱,۸۴**
معادن	۲,۰۳	۱,۵۰	۱,۴۳	۱,۴۴	۲,۲۴	۲,۱۳	**۱,۸۰**
صنعت	۱,۵۸	۱,۶۴	۱,۴۸	۱,۶۵	۱,۵۱	۱,۶۴	**۱,۵۸**
آب، برق و گاز	۱,۸۵	۱,۵۵	۱,۶۰	۱,۱۹	۲,۳۱	۱,۵۴	**۱,۶۷**
ساختمان	۱,۸۵	۱,۷۳	۲,۴۵	۱,۶۱	۱,۱۴	۱,۲۹	**۱,۶۸**
خدمات	۱,۵۹	۱,۳۲	۱,۶۵	۱,۵۰	۱,۶۱	۱,۳۵	**۱,۵۰**
میانگین	**۱,۶۹**	**۱,۶۰**	**۱,۶۹**	**۱,۵۴**	**۱,۹۰**	**۱,۶۶**	

منبع: ارقام بر مبنای جدول داده-ستانده داخلی سال ۱۳۹۵ و رابطه (۱۷) محاسبه شده‌اند.

با نگاه دقیق‌تر به نتایج فوق مشاهده می‌شود که:

۱- تمامی ارقام دو جدول با هم برابر هستند؛ یعنی هر یک از ارقام می‌تواند به‌طور همزمان دو سویه و یا دو طرفه برای زوج فعالیت‌ها تفسیر شود. به‌عنوان نمونه متوسط فاصله انتشار در سطر فعالیت کشاورزی و ستون ساختمان برابر با ۲,۵۶ واحد است، یعنی از یک‌سو فشار هزینه متوسط فاصله انتشار پیشین کشاورزی به ساختمان را نشان می‌دهد و از سوی دیگر فشار تقاضای پسین ساختمان از کشاورزی است. همچنین در مقایسه با سایر ارقام، جداول مورد بررسی بزرگ‌ترین رقم به شمار می‌رود و حاکی از آن است که متوسط فاصله انتشار بین دو فعالیت بسیار زیاد است.

۲- ارقام، متوسط فاصله طول انتشار در قطرهای اصلی کوچک هستند. که نشان می‌دهد متوسط فاصله انتشار وابستگی درون فعالیتی (کشاورزی با کشاورزی؛ صنعت با

صنعت و غیره)، بسیار کوتاه است؛ به عبارت دیگر اثرات بازخوردی که ناشی از تعامل یک فعالیت با فعالیت دیگر است، نقش ناچیزی دارد.

۳- همان‌طور که در مقدمه مقاله هم اشاره شده است، یکی از کاربست‌های کلیدی روش متوسط فاصله طول انتشار، شناسایی فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی در زنجیره‌های تولید داخلی می‌باشد. محاسبه میانگین متوسط فاصله انتشار سطری و ستونی می‌تواند معیار مناسبی برای شناسایی این نوع فعالیت‌ها به شمار رود. ارقام به‌دست آمده نشان می‌دهند که فعالیت‌های کشاورزی و معادن ایران به ترتیب با ۱,۸۴ و ۱,۸۰ واحد، بزرگ‌ترین میانگین متوسط فاصله انتشار پیشین را دارند و بدین ترتیب در گروه فعالیت‌های بالادستی قرار می‌گیرند و نشان می‌دهند که در فرآیند آغازین زنجیره‌های تولید داخلی و به دور از بازار مصرف قرار دارند. همچنین نتایج نشان می‌دهند که فعالیت‌های خدمات و سپس صنعت به ترتیب با ۱,۵۰ و ۱,۵۸ واحد کمترین میانگین متوسط فاصله انتشار را دارند و از این جهت به‌عنوان صنایع پایین‌دستی معرفی می‌شوند، یعنی این نوع فعالیت‌ها در زنجیره‌های پایانی تولید قرار دارند و نزدیک به بازار مصرف هستند.

چهار- نتایج میانگین جمع سطری متوسط فاصله انتشار پسین نشان می‌دهند که فعالیت معادن با ۱,۶۰ واحد بعد از فعالیت آب، برق و گاز (۱,۵۴ واحد)، کمترین متوسط فاصله انتشار پسین را به خود اختصاص می‌دهد، که وجه دیگر از ماهیت بالادستی این فعالیت را در زنجیره‌های تولید اقتصاد ایران آشکار می‌کند.

ب- نتایج حاصل از روش حذف فرضی

روش حذف فرضی مبنای سنجش ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص در سطح کلان و همچنین فعالیت‌های اقتصادی قرار می‌گیرد. به‌کارگیری روش مذکور حداقل دو حسن دارد: نخست اینکه کارکرد فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی را در زنجیره‌های تولید تجارت خارجی آشکار می‌کند؛ دوم از آنجا که اقتصاد ایران متکی به فعالیت‌های بالادستی است، انتظار می‌رود که مقدار ارزش‌افزوده ناشی از صادرات ناخالص که جذب بازارهای خارجی می‌گردد، نه فقط در سطح کلان، بلکه همچنین در فعالیت‌های بالادستی مانند کشاورزی و معادن بیشتر از سایر بخش‌های اقتصادی باشد. عکس آن در مورد صنعت که ماهیت فعالیت پایین‌دستی را دارد، موضوعیت پیدا می‌کند.

جدول (۳)، نتایج مقدار ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص را در سطح کلان و بخش‌های شش‌گانه اقتصاد ایران نشان می‌دهد.

جدول ۳. ارزش صادرات ناخالص و مقدار ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص شش فعالیت اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۵

	ارزش صادرات کالاها و خدمات ناخالص (میلیون ریال به قیمت جاری) (۱)	نسبت به کل (درصد) (۲)	ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص (میلیون ریال به قیمت جاری) (۳)	سهم ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص به ارزش کل صادرات ناخالص (۴)
کشاورزی	۱۱۱,۹۱۲,۱۷۸	۴	۱۲۳,۵۸۷,۳۲۳	۰,۰۴
معادن	۱,۳۱۷,۱۵۵,۹۲۰	۴۴	۱,۳۰۷,۶۶۲,۱۱۵	۰,۴۳
صنعت	۹۰۷,۸۰۶,۳۰۳	۳۰	۵۰۵,۷۵۱,۵۵۱	۰,۱۷
آب، برق و گاز	۷۹,۸۶۰,۶۰۲	۳	۹۸,۱۵۰,۷۵۳	۰,۰۳
ساختمان	۲,۲۴۳,۹۵۱	۰	۳,۵۱۲,۷۰۵	۰,۰۰۱
خدمات	۵۸۹,۸۶۸,۳۳۴	۲۰	۷۶۷,۰۳۵,۶۷۸	۰,۲۵
جمع	**۳,۰۰۸,۸۴۷,۲۸۸**	**۱۰۰**	**۲,۸۰۵,۷۰۰,۱۲۵**	**۰,۹۳**

منبع: ارقام ستون (۱) بر مبنای جدول داده-ستانده داخلی سال ۱۳۹۵ و نتایج ستون (۳) با استفاده از رابطه (۲۱) محاسبه شده‌اند.

نتایج جدول (۳) در چهار ستون سازماندهی شده‌اند. ارقام ستون (۱)، ارزش کالاها و خدمات صادرات ناخالص کل اقتصاد و فعالیت‌های شش گانه را نشان می‌دهند. ۴۴ درصد از کل صادرات ناخالص را معادن حاوی نفت خام و گاز طبیعی تشکیل می‌دهد (ستون ۲). فعالیت‌های صنعت و خدمات به ترتیب با ۳۰ درصد و ۲۰ درصد در جایگاه بعدی قرار می‌گیرند. فعالیت کشاورزی، آب برق و گاز هر یک با سهم ۴ و ۳ درصد و سهم بسیار ناچیز ساختمان در رتبه‌های بعدی قرار دارند. نتایج ستون (۳)، تصویر متفاوتی از الگوی صادرات ایران و همچنین وضعیت بخش‌های شش‌گانه را از منظر مقدار ارزش‌افزوده ناشی از صادرات ناخالص که جذب بازارهای خارجی می‌شوند، آشکار می‌کنند. در راستای ارقام به‌دست آمده مشاهده می‌شود که نخست نسبت ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص در سطح کلان اقتصادی برابر ۰,۹۳ واحد است. یعنی به ازای ارزش هر ۱۰۰ تومان صادرات ناخالص، ۹۳ تومان آن ارزش‌افزوده‌ای است که جذب بازارهای خارجی می‌شود. نتایج حاصله بسیار نزدیک به یافته‌های جانسون و نوگورا (۲۰۱۲) می‌باشد. در این مقاله آنها با استفاده از پایه‌های آماری GTAP version ۷,۱ سال ۲۰۰۴، نسبت ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص (VAXR[1])[۱۵] در

1. Value-Added Gross Exports Ratio

سطح کلان و سه فعالیت اقتصادی (کشاورزی، صنعت و خدمات) را برای ۹۴ کشور جهان شامل ایران برآورد کرده‌اند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که ایران با ۰,۹۵ واحد، در صدر کشورها قرار دارد و کشورهای نیجریه، ونزوئلا، روسیه و استرالیا به ترتیب با ۰,۹۴، ۰,۸۹، ۰,۸۷ و ۰,۸۶ رتبه‌های بعدی را به خود اختصاص می‌دهند. نکته حائز اهمیت این یافته‌ها در سطح کلان آن است که اتکای این کشورها بیشتر بر فعالیت‌های منابع طبیعی می‌باشد و بدین ترتیب زنجیره‌های تولید تجارت فعالیت‌های بالادستی نقش به‌سزایی را در تجارت خارجی این کشورها از جمله ایران ایفا می‌کند[۱۶]. علت اصلی آن است که در توصیه حساب‌های ملی سال‌های ۱۹۶۸، ۱۹۹۳ و ۲۰۰۸ سازمان ملل متحد، منابع طبیعی مانند اجاره زمین در مازاد عملیاتی منظور می‌گردد. این توصیه نیز در حساب‌های ملی و جدول داده-ستانده ایران در نظر گرفته می‌شود. به‌عنوان نمونه در گزارش جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مازاد عملیاتی (شامل درآمد مختلط) چنین تعریف شده است: «اقلام ترازکننده حساب ایجاد درآمد مازاد عملیاتی است. این کمیت تراز کننده در حقیقت معیاری برای مازاد ایجاد شده در فرآیند تولید قبل از کسر بهره، اجاره و یا دیگر درآمدهای پرداختی مالکیت بابت دارایی‌های مالی و زمین در مازاد عملیاتی می‌باشد (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۹، ۴۰).

دوم- نتایج حاصل از زنجیره‌های تولید ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص فعالیت‌ها نشان می‌دهد که همانند نتایج کلان اقتصادی، سهم ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص کمتر از واحد می‌باشد (ستون ۴ در جدول ۳). این نوع یافته‌ها برخلاف نظریه‌های سنتی تجارت بین‌الملل است که در آن فرض می‌شود صادرات (مستقل از صادرات کالاهای نهایی و یا واسطه‌ای) معادل خود صد در صد ارزش‌افزوده داخلی ایجاد می‌کنند. فعالیت معادن (شامل نفت خام و گاز طبیعی) با سهم ارزش‌افزوده داخلی نسبت صادرات با ۰,۴۳ واحد رتبه اول را به خود اقتصاد می‌دهد، یعنی به ازای ارزش هر ۱۰۰ تومان کل صادرات ناخالص ۴۳ تومان ارزش‌افزوده داخلی آن جذب بازارهای خارجی می‌شود. حال آنکه فعالیت‌های خدمات و صنعت هر یک به ترتیب با ۰,۲۵ واحد و ۰,۱۷ در جایگاه بعدی قرار می‌گیرند، بنابراین فعالیت‌های بالادستی (البته به‌جز بخش کشاورزی که تقریباً معادل صادرات ناخالص خود ارزش‌افزوده ایجاد می‌کند، بیشترین سهم ارزش‌افزوده را به خود اختصاص می‌دهند.

سوم- همچنین نتایج نشان می‌دهند که در مقایسه با کلان اقتصادی وضعیت فعالیت‌ها متفاوت است. به‌عنوان نمونه نتایج در سطح کلان نمایانگر آن است که ارزش صادرات ناخالص معادل خود ارزش‌افزوده ایجاد نمی‌کند. حال آنکه با توجه به نتایج نمی‌توان این قاعده را در سطح فعالیت‌ها تعمیم داد. به‌عنوان نمونه فعالیت خدمات و بخش‌های زیربنایی مانند آب، برق و گاز و ساختمان، بیشتر از ارزش صادرات ناخالص خود ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص ایجاد می‌کند. افزون بر آن نتایج نشان می‌دهند که سهم ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص در فعالیت‌های پایین‌دستی مانند خدمات بیشتر از سهم صادرات ناخالص به کل صادرات ناخالص است.

در چنین شرایطی انتظار می‌رود که سهم ارزش‌افزوده داخلی در صادرات به کل صادرات این نوع فعالیت‌ها ناچیز باشد، اما نتایج تصویر متفاوتی ارائه می‌دهند؛ خدمات با ۲۵ درصد سهم ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص و بعد از معادن در مقام دوم قرار می‌گیرد. علت اصلی آن است که فعالیت‌های صنعتی در صادرات ناخالص خود از خدمات به‌عنوان واسطه‌ای استفاده می‌کنند. در این وضعیت چنانچه به جای معیار صادرات ناخالص که ریشه در ستانده فعالیت صنعت دارد از معیار ارزش‌افزوده استفاده می‌شود، مقدار ارزش‌افزوده نهفته خدمات در صادرات صنعت عملاً نادیده گرفته می‌شود؛ یعنی بخش خدمات بیش از صادرات ناخالص خود، ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص ایجاد می‌کند (۰,۰۵- =۰,۲۵-۰,۲۰).

ج- نتایج حاصل از تخصص‌گرایی عمودی

روش حذف فرضی فقط زنجیره‌های تولید اقتصاد و فعالیت‌های اقتصادی را به شکل ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص در کنار نادیده گرفتن واردات مورد توجه قرار می‌دهد. کاربست تخصص‌گرایی عمودی کل اقتصاد و فعالیت‌های اقتصادی این کمبود را برطرف می‌کند. جدول ۴، وضعیت تخصص‌گرایی عمودی در سطح کلان و فعالیت‌های شش گانه‌ی اقتصاد ایران را نشان می‌دهد.

جدول ۴. ارزش واردات کالاها و خدمات واسطه‌ای و تخصص‌گرایی عمودی کل فعالیت‌های شش‌گانه اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۵

	ارزش کالاها و خدمات واردات واسطه‌ای (میلیون ریال به قیمت جاری) (۱)	نسبت واردات واسطه‌ای به کل واردات واسطه‌ای (درصد) (۲)	تخصص‌گرایی عمودی (میلیون ریال) به قیمت جاری (۳)	سهم تخصص‌گرایی عمودی به کل صادرات ناخالص (۴)
کشاورزی	۶۳,۶۰۰,۲۳۸	۵	۹,۵۶۴,۵۶۱	۰,۰۰۳
معادن	۱۰,۴۴۳,۳۵۹	۱	۳۰,۶۸۶,۵۱۹	۰,۰۱
صنعت	۹۵۳,۱۵۸,۶۳۳	۷۷	۱۲۶,۵۹۳,۸۵۰	۰,۰۴۲
آب، برق و گاز	۱۸,۶۶۷,۲۵۶	۲	۵,۱۴۰,۱۷۱	۰,۰۰۲
ساختمان	۱۴۷,۲۴۸	۰	۳۵۰,۳۰۱	۰
خدمات	۱۸۶,۳۳۳,۸۱۶	۱۵	۲۷,۲۲۰,۷۳۱	۰,۰۰۹
جمع	**۱,۲۳۲,۳۵۰,۵۴۹**	**۱۰۰**	**۱۹۹,۵۵۶,۱۳۱**	**۰,۰۷**

منبع: ستون (۱) بر مبنای جدول داده- ستانده داخلی سال ۱۳۹۵ و ارقام ستون (۳) با استفاده از رابطه (۲۳) محاسبه شده‌اند.

نتایج جدول مشتمل بر ۴ ستون زیر است که عبارتند از: ستون (۱) که ارزش کالاها و خدمات کالاهای واسطه‌ای ۶ فعالیت را نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود که فعالیت صنعت ۷۷ درصد از کل واردات واسطه‌ای را به خود اختصاص می‌دهد. فعالیت‌های خدمات و کشاورزی هر یک به ترتیب با ۱۵ درصد و ۵ درصد در جایگاه بعدی قرار دارند. ستون‌های (۳) و (۴) به ترتیب تخصص‌گرایی عمودی (مقدار مستقیم و غیرمستقیم ارزش واردات واسطه‌ای هر فعالیت را در تأمین صادرات ناخالص) و نسبت تخصص‌گرایی عمودی به صادرات ناخالص را آشکار می‌کنند. نتایج نشان می‌دهند که نخست تخصص‌گرایی اقتصاد ایران در سطح کلان برابر با ۰,۰۷ واحد است؛ یعنی به‌ازای ارزش هر ۱۰۰ تومان صادرات ناخالص، نیاز مستقیم و غیرمستقیم واردات واسطه‌ای ۷ تومان است[۱۷]. دوم- نتایج حاصل از جداول ۳ و ۴ در سطح کلان نشان می‌دهد که نسبت‌های ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص و تخصص‌گرایی عمودی به کل صادرات ناخالص با توجه به رابطه (۲۴) برابر با واحد است؛ یعنی (۱=۰,۰۷+۰,۹۳). بدین‌ترتیب یک رابطه معکوس بین آن دو وجود دارد، به این معنی که هر چه مقدار

ارزش‌افزوده داخلی یک کشور که جذب مصرف بازارهای خارجی می‌شود، بیشتر باشد، ادغام آن با اقتصاد جهانی کمتر است. در مورد شدت این رابطه برای آن دسته کشورهایی که منابع محور هستند، نه فقط فعالیت‌های بالادستی نقش کلیدی دارند، بلکه الگوهای تجاری آنها بیشتر نامتقارن هستند و بر عکس. سوم، نتایج در سطح فعالیت‌ها این واقعیت را آشکار می‌کند که رابطه معکوس بین دو سهم ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص و سهم تخصص‌گرایی عمودی به کل صادرات ناخالص نیز موضوعیت پیدا می‌کند. به‌عنوان نمونه در مورد معادن مشاهده می‌شود که سهم ارزش‌افزوده داخلی به کل صادرات ناخالص برابر با ۰,۴۳ واحد است؛ حال آنکه سهم متناظر تخصص‌گرایی آن ۰,۰۱ واحد را نشان می‌دهد؛ یعنی فعالیت مذکور دارای بیشترین صادرات ارزش‌افزوده در مقابل سهم واردات واسطه‌ای ارزش‌افزوده آن بسیار کم است و بدین ترتیب می‌تواند مصداق خام فروشی در کنار فقدان تنیدگی واسطه‌ای فعالیت معادن با ساختار اقتصاد ایران باشد. عکس آن در مورد فعالیت صنعت مشاهده می‌شود. از منظر نسبت ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات، صادرات ناخالص به ارزش کل صادرات با ۰,۱۷ واحد در مقام سوم و بعد از معادن و خدمات قرار دارد، ولی از منظر تخصص‌گرایی عمودی به ارزش کل صادرات با ۰,۴۲ واحد است، که در مقایسه با سایر فعالیت‌ها بیشترین ادغام را با اقتصاد جهانی دارد.

۴- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

شناسایی کارکرد فعالیت‌های اقتصادی در زنجیره‌های تولید نقش به‌سزایی در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی دارد. در این مقاله، دو بعد محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید در قالب سه روش مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. روش متوسط فاصله انتشار فقط محیط درونی زنجیره‌های تولید فعالیت‌های بالادستی و پایین دستی را در کنار نادیده‌گرفتن محیط بیرونی زنجیره‌های تولید پوشش می‌دهد. برای برطرف کردن این کمبود از یک‌سو روش حذف فرضی مبنای سنجش ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص و از سوی دیگر روش تخصص‌گرایی عمودی مبنای محاسبه ادغام اقتصاد ایران با اقتصاد جهانی قرار می‌گیرد. برای این منظور از آخرین جدول آماری موجود سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی ایران استفاده می‌شود، اما جدول مذکور یک جدول

متعارف و حاوی واردات است که در آن فرض می‌شود که تکنولوژی تولید داخلی با تکنولوژی تولید سایر کشورهای جهان یکسان است. فرض مذکور کاربست این جداول را در سنجش دو بعد محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید عملاً غیرممکن می‌کند. برای برون‌رفت از این مسئله ابتدا واردات، قبل از تجمیع تفکیک می‌شود؛ سپس جدول داخلی به شش فعالیت شامل کشاورزی، معادن (نفت خام و گاز طبیعی)، صنعت، آب، برق و گاز، ساختمان و خدمات تجمیع می‌گردد. در مورد محیط درونی زنجیره‌های تولید، نتایج نشان می‌دهند که از شش فعالیت مورد بررسی، فعالیت‌های کشاورزی و معادن در گروه فعالیت‌های بالادستی قرار می‌گیرند. علت آن است که این فعالیت دارای بالاترین میانگین متوسط فاصله انتشار پیشین و پایین‌ترین میانگین متوسط فاصله انتشار پسین هستند؛ یعنی ۱,۸۴ و ۱,۸ در مقابل ۱,۶۹ و ۱,۶۰. عکس آن در مورد فعالیت صنعت مشاهده می‌شود، به‌طوری‌که میانگین متوسط فاصله انتشار پیشین آن با ۱,۵۸ و بعد از خدمات در رتبه پنجم و پسین آن با ۱,۶۹ واحد پس از ساختمان در رتبه دوم قرار می‌گیرد. نتایج و مشاهدات فوق وجه درونی زنجیره‌های تولید در شناخت فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی نشان می‌دهد که فقط می‌تواند شرط لازم در اتخاذ سیاست‌های هم‌پیوندی و یا همزیستی اقتصاد ایران با اقتصاد جهانی به شمار رود، اما شرط کافی نیست و بدین ترتیب نیاز به بررسی محیط بیرونی اقتصاد ایران با اقتصاد جهانی دارد. برای این منظور سهم ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص و سهم تخصص‌گرایی عمودی به صادرات ناخالص محاسبه شده‌اند. یافته‌ها در سطح کلان نشان می‌دهند که سهم صادرات ارزش‌افزوده به کل صادرات ۰,۹۳ واحد است، یعنی ۹۳ تومان ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص ایران برابر پردازش بیشتر جذب بازارهای خارجی می‌شود، حال آنکه ترکیب اقتصاد ایران با اقتصاد جهانی برابر با ۰,۰۷ است. در سطح فعالیت‌ها مشاهده می‌شود که فعالیت بالادستی نظیر معادن با ۰,۴۳ واحد، بیشترین نسبت سهم ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص را به خود اختصاص می‌دهد و سهم تخصص‌گرایی عمودی برابر با ۰,۰۱ واحد است، حال آنکه عکس آن در مورد فعالیت پایین‌دستی (فعالیت صنعت) صادق است. به‌طوری‌که سهم ارزش‌افزوده در صادرات ۰,۱۷ واحد در رتبه سوم و سهم تخصص‌گرایی عمودی با ۰,۰۴۲ واحد رتبه اول را به خود اختصاص می‌دهد. نتایج و مشاهدات فوق حداقل سه توصیه سیاستی را به همراه دارد:

نخست آنکه اقتصاد ایران هنوز در مدار آغازین زنجیره‌های تولید در کنار الگوی تجارت نامتقارن قرار دارد؛ به‌طوری‌که فعالیت بالادستی مانند معادن (شامل نفت خام و گاز طبیعی) در فرآیند آغازین زنجیره‌های تولید داخلی رتبه نخستین را در صادرات ارزش‌افزوده داخلی به خود اختصاص داده است.

دوم- پیش‌نیاز اتخاذ استراتژی هم‌پیوندی با اقتصاد جهانی یا ورود به بازارهای جهانی، مستلزم واکاوی دقیق‌تر محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید با فعالیت‌های تفصیلی‌تر می‌باشد.

سوم- با توجه به یافته‌ها فعالیت‌های پایین‌دستی مانند صنعت می‌تواند نقش به‌سزایی در هر دو بعد زنجیره‌های تولید ایفا کند، اما این خود مستلزم بهبود تنیدگی واسطه‌ای بیشتر فعالیت‌های بالادستی، با ساختار اقتصاد ایران است.

یادداشت‌ها

[۱]- در این مقاله به جای اصطلاحات "بخش" و یا "صنعت" به سه علت از اصطلاح "فعالیت" استفاده می‌شود: نخست در مقایسه با بخش و یا صنعت اصطلاح فعالیت سنخیت بیشتری با فرآیند تولید دارد؛ دوم در نظام‌های حساب‌های ملی تجدیدنظر شده در سال‌های ۱۹۹۳ و ۲۰۰۸ میلادی و همچنین در گزارش راهنمای تدوین جداول عرضه و مصرف سال‌های ۱۹۹۹ و ۲۰۱۸ میلادی سازمان ملل متحد به جای بخش-کالا از فعالیت- محصول استفاده می‌شود، سوم در آخرین جدول آماری که به‌تازگی در درگاه بانک مرکزی قرار گرفته رشته فعالیت مبنای طبقه‌بندی قرار گرفته است. برای اطلاع بیشتر به (بانوئی و همکاران، ۱۳۹۴؛ سازمان ملل متحد[1]، ۲۰۱۸ و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۹) مراجعه شود.

[۲]- فعالیت‌های بالادستی به فعالیت‌هایی اطلاق می‌شوند که در فرآیند آغازین تولید قرار دارند و به دور از بازار مصرف هستند؛ حال آنکه فعالیت‌های پایین‌دستی فعالیت‌های هستند که در فرآیند پایانی تولید می‌باشند و بدین ترتیب نزدیک به بازار مصرف هستند (میلر و تیمورشو، ۲۰۱۵).

[۳]- برای اطلاعات در مورد زوایای مختلف متوسط فاصله انتشار و یا متوسط فاصله اقتصادی و قلمرو کاربردهای آنها به دیازنباخر و همکاران، ۲۰۰۵؛ دیازنباخر و

1. United Nations

همکاران، ۲۰۰۷؛ اوسترهاون و بوومیستر[1]، ۲۰۱۳؛ چن[2]، ۲۰۱۴؛ فانگ و همکاران، ۲۰۲۰ و رومرو و همکاران، ۲۰۰۹) مراجعه نمایید.

[۴]- مبادلات تجاری نامتقارن مخصوص کشورهایی است که متکی بر منابع طبیعی و اقتصاد آنها تک محصولی است و بدین ترتیب صادرات کالاها و خدمات آنها مشابه به واردات کالاها و خدمات نیست. حال آنکه مبادلات تجاری متقارن صادرات کالاها و خدمات در برابر واردات کالاها و خدمات قرار دارند. به‌طور کلی کشورهای توسعه‌یافته اروپایی از ترکیب مبادلات تجاری متقارن برخوردار هستند؛ برای اطلاع بیشتر این موضوعات و نسبت آنها با استراتژی تجاری به سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (۱۳۸۳) مراجعه شود.

[۵]- واژه‌هایی مانند "تکه‌تکه‌سازی تولید"، "گسستگی فرآیند تولید"، تخصص‌گرایی عمودی" و "برون‌سپاری ارزش زنجیره گسستگی فرآیند تولید"، شاه‌بیت‌های سنجش تجزیه ارزش‌افزوده ناشی از صادرات ناخالص و یا صادرات ارزش‌افزوده در قرن بیست و یکم به شمار می‌روند. واکاوی زوایای مختلف این مسئله نخست مستلزم به‌کارگیری پایه‌های آماری نسل دوم در مقابل پایه‌های آماری نسل اول است و در ثانی نیاز به چارچوب نظریه جدید تجارت بین‌الملل به شکل "تجارت در کارکردها" یا "تجارت در مراحل" در مقابل نظریه سنتی "تجارت در کالا" دارد. بررسی جنبه‌های مختلف این مسئله خارج از حوصله مقاله است و نیاز به تلاش جداگانه‌ای دارد. برای اطلاع بیشتر از زوایای مختلف این موضوع به (لوپز-گنزانلز[3]، ۲۰۱۵؛ لاس و همکاران، ۲۰۱۶؛ لاس، ۲۰۱۷؛ میرودت و بالدوین[4]، ۲۰۰۶؛ بالدوین و یه[5]، ۲۰۲۰) مراجعه شود.

[۶]- به‌جز مطالعه فالی[6] (۲۰۱۲)، که جدول متعارف را مبنای تحلیل قرار می‌دهد، سایر مقالات موجود به دو دلیل زیر جدول داده-ستانده با تفکیک واردات را مبنای محاسبه فاصله انتشار قرار داده‌اند: نخست آن‌که اگر از جدول متعارف داخلی با واردات استفاده گردد لازم است که به‌طور مثال تکنولوژی تولید داخلی ایران با تکنولوژی تولید

1. Oosterhaven and Bouwmeester
2. Chen
3. Lopez-Gonzanlez
4. Miroudot & Baldwin
5. Baldwin & Ye
6. Fally

سایر کشورها در نظر گرفته شود و بدین ترتیب به‌کارگیری روش‌های ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص و تخصص‌گرایی عمودی را در سنجش کارکرد عوامل بیرونی فعالیت‌ها عملاً غیرممکن می‌سازد؛ دوم آن‌که به‌کارگیری دو روش ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص و همچنین تخصص‌گرایی عمودی در صورتی امکان‌پذیر است که واردات از جدول متعارف تفکیک شود.

[۷]- علت آن است که مقدار تغییرات تقاضای نهایی در این مرحله برون‌زا در نظر گرفته می‌شود و ارتباطی با زنجیره‌های تولید ندارد.

[۸]- اینکه این زنجیره‌های تولید بی‌نهایت است و یا اینکه به اولین نهاده‌ای می‌رسد که نه فقط هنوز وارد فرآیند تولید نشده و همچنین تغییر شکل نداده، موضوعی است که در کتاب میلر و بلیر (۲۰۰۹) به تفصیل مورد بررسی قرار گرفته است.

[۹]- برای اطلاع بیشتر زوایای مختلف این چالش‌ها به اوسترهاون (۱۹۸۸، ۱۹۸۴، ۱۹۸۶، ۲۰۱۲ و ۲۰۱۹) مراجعه شود.

[۱۰]- طیف وسیعی از تحلیل‌گران و مسئله رابطه بین ضرایب نهاده در الگوی تقاضامحور لئونتیف و ضرایب ستانده در الگوی عرضه محور گش را در ارتباط با ثبات مشترک، ثبات مطلق و ثبات نسبی بین دو ضریب مذکور را مورد واکاوی قرار داده‌اند. بررسی جنبه‌های مختلف این مسئله خارج از مقاله حاضر قرار دارد. برای اطلاعات بیشتر به (میلر و لهر، ۲۰۰۱؛ دیازنباخر، ۱۹۹۰؛ دمن[1]، ۱۹۸۸ و اوسترهاون و بوومیستر، ۲۰۱۳) مراجعه شود.

[۱۱]- برای اطلاعات بیشتر از زوایای مختلف این نظریه‌ها به (بالدوین و لوپز-گندزالز[2]، ۲۰۱۵؛ بالدوین و وانابلس[3]، ۲۰۱۳؛ بالدوین، ۲۰۰۶؛ گروسمن و روسی-هانزبرگ[4]، ۲۰۰۸؛ بالدوین و روبرت-ویکود[5]، ۲۰۱۴) مراجعه نمایید.

[۱۲]- برای اطلاعات بیشتر زوایای مختلف روش حذف فرضی و همچنین تعمیم آن در تجزیه ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص به (میلر و لهر، ۲۰۰۱؛ لاس و همکاران، ۲۰۱۶؛ میرودوت و یه[6]، ۲۰۲۰؛ مهاجری و بانوئی[7]، ۲۰۲۱) مراجعه نمایید.

---

1. Deman
2. Baldwin and Lopez-Gonzalez
3. Baldwin and Venables
4. Grossman and Rossi-Hansberg
5. Baldwin and Robert-vicoud
6. Miroudot and Ye
7. Mohajeri and Banouei

[۱۳]- هر چند گزارش بانک مرکزی جدول (ماتریس) مصرف واردات واسطه‌ای را به ابعاد ۸۹ فعالیت در ۱۳۰ محصول محاسبه می‌کند، اما برخلاف توصیه‌های نهادهای بین‌المللی میزان سازگاری و هماهنگی این جدول با جدول مصرف به ابعاد ۱۳۰ محصول در ۸۹ فعالیت مشخص نیست. به این دلیل در این مقاله جدول متقارن با تفکیک واردات به جدول داخلی تبدیل شده است.

[۱۴]- به علت اجتناب از افزایش حجم مقاله، بررسی زوایای مختلف محاسن، معایب و روش مذکور خودداری شده است. برای اطلاع بیشتر به (بانوئی، ۱۳۹۲؛ یورواستات[1]، ۲۰۰۸؛ سازمان ملل، ۲۰۱۸) مراجعه نمایید.

[۱۵]- جانسون و نوگورا واژه VAXR را مبنای تحلیل خود قرار داده‌اند، حال آنکه کاربست واژه مذکور توسط لاس و همکاران مورد تردید قرار گرفته است و به جای آن ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص را پیشنهاد می‌کنند که در این مقاله نیز از آن استفاده می‌شود. برای اطلاعات بیشتر به (جانسون و نوگورا[2]، ۲۰۱۲؛ لاس و همکاران، ۲۰۱۶) مراجعه نمایید.

[۱۶]- انتظار می‌رود که صادرات کالاهای واسطه‌ای کشورها سهم به‌سزایی در ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات واسطه‌ای داشته باشد. برای این منظور نیاز به کاربست نسل دوم پایه‌های آماری مانند داده-ستانده جهانی است. بررسی زوایای مختلف این موضوع خارج از حوصله مقاله حاضر است و نیاز به تلاش جداگانه‌ای دارد. علاوه بر آن پانترو و اتوکورالا جداول داده-ستانده ۵ کشور اندونزی، مالزی، تایلند، تایوان و استرالیا را مبنای سنجش دو نوع تفکیک واردات و همچنین ارزش‌افزوده داخلی در صادرات قرار داده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که سهم ارزش‌افزوده داخلی دو کشور اندونزی و استرالیا بیشتر از سایر کشورهاست (پاتونرو و اتوکورالا[3]، ۲۰۲۱).

[۱۷]- به نظر می‌رسد که برخلاف نگاه‌های حاکم در مورد وابستگی اقتصاد ایران به دنیای خارج، رقم ۰,۰۷ بسیار پایین باشد. به‌عنوان مثال مشاهدات در مورد اقتصاد چین نشان می‌دهد که میزان ادغام اقتصاد این کشور با اقتصاد جهانی از ۰,۱۸ در سال ۱۹۹۷ میلادی به ۰,۲۵ در سال ۲۰۰۲ افزایش یافته است (دین[4] و همکاران، ۲۰۱۱).

1. Eurostat
2. Jhonson and Noguero
3. Patunru and Athukorala
4. Dean, et.al

(ارقام متناظر برای ۱۰ کشور اتحادیه اروپا از ۰,۲۱ در سال ۱۹۷۰ میلادی به ۰,۳۰ در سال ۱۹۹۰ میلادی را نشان می‌دهد (هومل و همکاران، ۲۰۰۱). دلایل سطوح پایین وابستگی اقتصاد ایران به دنیای خارج را می‌توان به‌صورت زیر فهرست کرد: آمارهای ترکیب واردات در ایران نشان می‌دهد که بیش از ۸۰ درصد از واردات را کالاها و خدمات واسطه‌ای به خود اختصاص می‌دهند؛ بنابراین انتظار می‌رود که هر چه مقدار ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص یک اقتصاد بیشتر باشد؛ میزان ادغام آن اقتصاد با اقتصاد جهانی کمتر است. این قاعده بیشتر برای اقتصادهایی مصداق دارد که نه فقط اتکای آنها به صنایع بالادستی است، بلکه دارای الگوی تجاری نامتقارن هستند.

منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۹). جدول داده-ستانده اقتصاد ایران سال ۱۳۹۵، اداره حساب‌های اقتصادی.

۲. بانوئی، علی‌اصغر (۱۳۹۱). ارزیابی شقوق مختلف نحوه منظور کردن واردات و روش‌های تفکیک آن با تأکید بر جدول متقارن سال ۱۳۸۰، *نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۴ (۸)، ۳۱-۷۴.

۳. بانوئی، علی‌اصغر، جلودار ممقانی، محمد و محققی، مجتبی (۱۳۸۶). شناسایی بخش‌های کلیدی بر مبنای رویکردهای سنتی و نوین طرف‌های تقاضا و عرضه اقتصاد، *مجله پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۷ (۱)، ۱-۲۶.

۴. بانوئی، علی‌اصغر، موسوی نیک، هادی؛ اسفندیاری کلوکن، مجتبی و ذاکری، زهرا (۱۳۹۴). تعریف و مفاهیم پایه‌ای، پایه‌های نظری و روش محاسبه جداول داده-ستانده متقارن، تجربه ایران و جهان، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی ایران.

۵. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (۱۳۸۳). مبانی نظری و مستندات برنامه چهارم توسعه، انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

۶. جهانگرد، اسفندیار و آزادی‌خواه جهرمی، افروز (۱۳۹۲). شناسایی زنجیره‌های تولیدی در ایران با استفاده از شاخص میانگین طول انتشار (APL)، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۳ (۵۱)، ۸۱-۱۱۱.

۷. صادقی، نرگس (۱۳۹۴). ماهیت بخش‌های اقتصاد ایران ۱. مروری بر روش‌های شناسایی بخش‌های کلیدی در اقتصاد، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، دفتر مطالعات اقتصادی، شماره مسلسل: ۱۴۷۲۶.
۸. مشیری، سعید؛ مستعلی پارسا، مریم و داروگر، لیلا (۱۳۹۷). بررسی آثار فناوری اطلاعات و ارتباطات بر زنجیره تولید کالاها و خدمات ایران با استفاده از جدول داده-ستانده، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۸ (۶۸)، ۱-۴۴.
9. Baldwin, R. E. (2006). Globalisation: The Great Unbundlings, Economic Council of Finland.
10. Baldwin, R., & Lopez-Gonzalez, J. (2015). Supply-chain Trade: A Portrait of Global Patterns and Several Testable Hypotheses. The World Economy, 38 (11). 1682-1721.
11. Baldwin, R., & Robert-Nicoud, F. (2014). Trade-in-Goods and Trade-in-Tasks: An Integrating Framework. Journal of international Economics, 92 (1). 51-62.
12. Baldwin, R., & Venables, A. J. (2013). Spiders and Snakes: Offshoring and Agglomeration in the Global Economy. Journal of International Economics, 90 (2). 245-254.
13. Bon, R. (2018). Economic Structure and Maturity: Collected Papers in Input-output Modelling and Applications: Collected Papers in Input-output Modelling and Applications. Routledge.
14. Bosma, N. S., Romero Luna, I., & Dietzenbacher, E. (2005). Using Average Propagation Lengths to Identify Production Chains in the Andalusian Economy. Estudios de Economía Aplicada, 23 (2). 405-422.
15. Chen, Q. (2014). The Average Propagation Length: An Extended Analysis. Paper Presented in 22nd International Input-Output Conference, Lisbon.
16. Dean, J. M., Fung, K. C., & Wang, Z. (2011). Measuring Vertical Specialization: The Case of China. Review of International Economics, 19 (4). 609–625.
17. Deman, S. (1988). Stability of Supply Coefficients and Consistency of Supply-Driven and Demand-Driven Input-output Models. Environment and Planning A, 20 (6). 811-816.
18. Dietzenbacher, E. (1997). In Vindication of the Ghosh Model: A Reinterpretation as a Price Model. Journal of regional science, 37 (4). 629-651.
19. Dietzenbacher, E. (1989). On the Relationship between the Supply-Driven and the Demand-Driven Input-Output Model. Environment and Planning A, 21 (11). 1533-1539.
20. Dietzenbacher, E. (1990). Perturbations of the Perron Vector: Applications to Finite Markov Chains and Demographic Population Models, Environment and Planning A, 22 (6). 747-761.

21. Dietzenbacher, E., & Romero, I. (2007). Production Chains in an Interregional Framework: Identification by Means of Average Propagation Lengths. International Regional Science Review, 30 (4). 362-383.
22. Eurostat Manual of Supply, Use and Input-Output Tables, 2008 edition.
23. Fally, T. (2012). Production Staging: Measurement and Facts. Boulder, Colorado, University of Colorado Boulder, 155-168.
24. Fang, D., Duan, C., & Chen, B. (2020). Average Propagation Length Analysis for Carbon Emissions in China. Applied Energy, 275, 1-9.
25. Feenstra, R. C., & Taylor, A. M. (2016). International Trade, Worth Publishers; Fourth edition.
26. Ghosh, Alak. A. (1958). Input-Output Approach in an Allocation System, Economica, 25.97, 58-64.
27. Grossman, G. M., & Rossi-Hansberg, E. (2008). Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring. American Economic Review, 98 (5). 1978-1997.
28. Guerra, A. I., & Sancho, F. (2011). Revisiting the Original Ghosh Model: Can It be Made More Plausible. Economic Systems Research, 23 (3). 319-328.
29. Hummels, D., Ishii, J., & Yi, K. M. (2001). The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade. Journal of International Economics, 54 (1). 75-96.
30. Johnson, R. C., & Noguera, G. (2012). Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added. Journal of International Economics, 86 (2). 224-236.
31. Los, B. (2017). Input–output Analysis of International Trade. In Handbook of Input–Output Analysis. Edward Elgar Publishing, 277-328.
32. Los, B., Timmer, M. P., & de Vries, G. J. (2016). Tracing Value-added and Double Counting in Gross Exports: Comment. American Economic Review, 106 (7). 1958-1966.
33. Manresa, A., & Sancho, F. (2013). Supply and Demand Biases in Linear Interindustry Models, Economic Modelling, 33, 94-100.
34. Miller, R. E. (1989). Stability of Supply Coefficients and Consistency of Supply-Driven and Demand-Driven Input-Output Models: A Comment. Environment and Planning A, 21 (8). 1113-1120.
35. Miller, R. E., & Blair, P. D. (2009). Input-output Analysis: Foundations and Extensions. Cambridge University Press.
36. Miller, R. E., & Lahr, M. L. (2001). A Taxonomy of Extractions. Contributions to Economic Analysis, 249, 407-441.
37. Miller, R. E. & Temurshoev, U. (2015). Output Upstreamness and Input Downstreamness of Industries/Countries in World Production. International Regional Science Review, 40 (5). 443–475.
38. Miroudot, S., & Ye, M. (2020). Decomposing Value-Added in Gross Exports. Economic Systems Research, 33 (1). 67-87.

39. Mohajeri, P., & Banouei, A. A. (2021). Estimating Domestic Value-Added in Gross Exports and its Relation to Vertical Specialization: The Case of Iran. Iranian Journal of Economic Studies, 9 (1).
40. Oosterhaven, J. (1984). A family of Square and Rectangular Interregional Input-Output Tables and Models, Regional Science and Urban Economics, 14 (4). 565-582.
41. Oosterhaven, J. (2012). Adding Supply-Driven Consumption Makes the Ghosh Model Even More Implausible. Economic Systems Research, 24 (1). 101-111.
42. Oosterhaven, Jan. (1996). Leontief versus Ghoshian Price and Quantity Models, Southern Economic Journal, 750-759.
43. Oosterhaven, J. (1988). On the Plausiblity of the Supply-Driven Input-Output Model. Journal of Regional Science, 28 (2). 203–217.
44. Oosterhaven, J. (2019). Rethinking Input-Output Analysis. Springer Briefs in Regional Science.
45. Oosterhaven, J., Piek, G., & Stelder, D. (1986). Theory and Practice of Updating Regional versus Interregional Interindustry Tables. Regional Science Association, 59, 57-72.
46. Oosterhaven, J., & Bouwmeester, M. C. (2013). The Average Propagation Length: Conflicting Macro, Intra-Industry, and Interindustry Conclusions. International Regional Science Review, 36 (4). 481-491.
47. Oosterhaven, J. (1989). The Supply-driven Input-output Model: A New Interpretation but Still Implausible, Journal of Regional Science, 29 (3). 459-465.
48. Oosterhaven, J., & Bouwmeester, M. C. (2013). The Average Propagation Length: Conflicting Macro, Intra-Industry, and Interindustry Conclusions. International Regional Science Review, 36 (4). 481-491.
49. Romero, I., Dietzenbacher, E., & Hewings, G. J. (2009). Fragmentation and Complexity: Analyzing Structural Change in the Chicago Regional Economy. ReviSta de Economía Mundial, (23). 263-282.
50. The World Bank (2020). Trading for Development in the Age of Global Value Chains.
51. United Nations. (2018). Handbook on Supply, Use and Input-Output Tables with Extensions and Applications, Studies in Methods, Handbook of National Accounting, Department of Economic and Social Affairs, Series F, 74, Rev.1.
52. Patunru, A.A., & Athukorala, P. (2021). Measuring trade in value added: how valid is the proportionality assumption? Economic Systems Research , 33 (1). 78-107.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰/ ص ۸۵-۵۹

اولویت‌بندی صنایع کشور بر اساس تفکر نظام بانکی

DOI: 10.22059/JTE.2021.326802.1008495

صادق قادری کنگاوری*[1]، محمد علی شاه حسینی[2]

۱. دانشجوی دکتری سیاست‌گذاری بازرگانی، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، sadegh.ghaderi@ut.ac.ir

۲. دانشیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، shahhoseini@ut.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۲۷

چکیده

تصمیم‌گیری علمی برای انتخاب بخش‌های جذاب صنعت با تکیه بر پژوهش‌های طولی، می‌تواند تا حدود قابل توجهی از تصمیم‌های شهودی مدیران در صنعت بانکداری کشور بکاهد و تعاملی اثربخش بر روابط صنایع با بانک‌ها ایجاد کند از سویی با توجه به اهمیت سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی کشور و تأثیرگذاری توسعه آن بر رشد سایر شاخص‌های کلان اقتصادی از جمله افزایش اشتغال‌زایی و کاهش تورم، همواره اولویت‌بندی صنایع از جهات گوناگون مورد توجه محققان داخلی و خارجی قرار گرفته است. این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر ماهیت پژوهشی کمی، طولی و توصیفی است. در این پژوهش داده‌های ۵ شاخص و ۱۳ زیرشاخص مرتبط با اندازه بازار، رشد بازار، ریسک، سودآوری و فروش ۴۵ صنعت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی چهار سال منتهی به اسفندماه ۱۳۹۸ و از روش تحلیل سلسله مراتبی (AHP) استخراج و مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سه صنعت «فعالیت‌های مرتبط با اوراق بهادار»، «تولید فلزات گرانبهای غیرآهن» و «مواد شیمیایی متنوع»، جذاب‌ترین صنایع از دیدگاه نظام بانکی کشور به شمار می‌روند.

طبقه‌بندی JEL: G21

واژه‌های کلیدی: صنعت، بانک، اولویت‌بندی، روش AHP

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۲۴۰۲۵۴۷۸

مقدمه

تعیین راهبرد بازار هدف به‌عنوان یک اقدام اساسی در راستای توسعه کسب و کار و بخش مهمی از اقدامات راهبردی بخش تخصصی بازاریابی است (سیمکین، ۲۰۰۸، شاه[1] ۲۰۲۰ و دیگران) صنعت بانکداری با دیگر صنایع فعال کشور ارتباط نزدیکی دارد و انتخاب دقیق صنایع هدف با روشی کارآمد و اثربخش، از اقدامات راهبردی در این صنعت به شمار می‌رود. عملیات اصلی صنعت بانکداری کشور، دریافت سپرده و اعطای تسهیلات است، ازاین‌رو برای افزایش کارایی در جذب سپرده و تخصیص بهینه منابع، بانک‌ها نیازمند شناخت دقیق صنایع فعال کشور و اولویت‌بندی آن‌ها بر اساس دیدگاه خود هستند.

صنعت بانکداری در کشور ایران، صنعتی بالغ و تأثیرگذار است. جایگاه متمایز این صنعت در جذب سپرده‌های خرد و کلان و تخصیص هدفمند آن با هدف تأمین مالی بیش از ۷۰ درصد اشخاص حقیقی و حقوقی، نشان‌دهنده تأثیرگذاری بالای آن بر رشد اقتصادی و افزایش تولید در کشور است، بنابراین اولویت‌بندی صنایع مختلف کشور می‌تواند در راستای افزایش درآمدهای مشاع و غیرمشاع آنها و رونق چرخه اعتباردهی به بخش واقعی اقتصاد مورد توجه قرار گیرد. تعامل اثربخش بانک‌ها و صنایع کشور می‌تواند علاوه بر بهبود وضعیت سودآوری بانک‌ها، به رشد و توسعه اقتصاد کشور نیز کمک کند. از سویی بانک‌ها برای مدیریت ریسک نقدینگی و ریسک اعتباری مشتریان، لازم است، در هر مقطع، بازارها و صنایع را به‌طور مستمر تجزیه و تحلیل کرده و با توجه به تحلیل مؤلفه‌های کلان اقتصادی در دو وضعیت کسری / مازاد منابع بازار خود را انتخاب کنند.

مفهوم اولویت‌بندی در این پژوهش، بر پایه نظریه رشد نامتعادل هریشمن[2] شکل گرفته است. هریشمن، با مفروض گرفتن محدودیت‌های ارکان تولید از جمله سرمایه و نیروی انسانی بر این باور است که کشورها برای توسعه نیازمند اولویت دادن و انتخاب بخشی از اقتصاد هستند که بخش پیشتاز[3] نام‌گذاری می‌کند. البته منظور از بخش پیشتاز در نظریه رشد نامتعادل هریشمن، بخشی از اقتصاد است که ارتباط پسینی و پیشنی بیشتری دارد (هریشمن و لیندبلوم[4]، ۱۹۶۲). که در این مقاله اولویت‌بندی بر

1. Simkin & Shah et al
2. Albert 0. Hirschman
3. leading sectors
4. Hirschman & Lindblom

این مبنا صورت نگرفته است و بر اساس دیدگاه متخصصان صنعت بانکی شاخص‌های جذابیت صنایع مورد توجه قرار گرفته است.

ضرورت تصمیم‌گیری علمی برای انتخاب بخش‌های جذاب صنعت با تکیه بر پژوهش‌های طولی، می‌تواند تا حدود قابل توجهی از تصمیم‌های شهودی مدیران در صنعت بانکداری کشور بکاهد و تعاملی اثربخش در روابط صنایع با بانک‌ها ایجاد کند. بنابراین هدف اصلی این پژوهش، شناسایی صنایع جذاب بر اساس دیدگاه نظام بانکی است. برای دستیابی به این هدف می‌بایست دو سؤال پژوهش را پاسخ گفت. سؤال اول اینکه، شاخص‌های اولویت‌بندی صنایع از منظر نظام بانکی چیست و وزن هر کدام از این شاخص‌ها چقدر است؟ و دوم اینکه صنایع فعال کشور چه سهمی از شاخص‌های موزن داشته و ترتیب اولویت آن‌ها از نظر نظام بانکی چگونه است؟

مباحث نظری و پیشینه پژوهش

بخش‌بندی بازار، اگرچه هنوز بی‌عیب و نقص نیست، اما برای شرکت‌های صنعتی ارزش‌آفرین بوده و بیش از ۴۰ سال است که بخشی از ادبیات بازاریابی مدرن به شمار می‌رود. زیربنای کلیدی بخش‌بندی بازار مبتنی بر ناهمگونی مشتریان و درخواست‌های آنها است. تقسیم‌بندی بازار یک فرآیند مداوم و مستمر است که منجر به جهت‌گیری دُرست راهبردی و تخصیص بهینه منابع خواهد شد. با این وجود بخش‌بندی B2B[1] هم از لحاظ نظری و هم عملی بدنه دانشی نحیفی دارد و با چالش‌های جدی روبرو است. شاید بتوان به دلایلی از جمله تمرکز جامعه علمی بر بخش‌بندی بازار مصرف نهایی و عقب ماندن بازاریابان صنعتی از مفهوم بخش‌بندی در حوزه B2B اشاره کرد (مورا کورتز و همکاران[2]، ۲۰۲۱) .

درک تفاوت میان صنعت و بازار می‌تواند در ارائه خدمات بانکی به صنایع مختلف مفید باشد. بازار حول محور نیاز مشتری شکل می‌گیرد، در حقیقت بازار متشکل از مشتری، خواسته، محصول یا خدمت، مبادله و فروشنده است. در این مبادله خواسته مشتریان برطرف و منافع فروشنده نیز حاصل می‌شود. اما صنعت گروهی متشکل از چندین شرکت است که یک محصول یا طبقه یا دسته‌ای محصولات مشابه را که می‌توانند جایگزین یکدیگر شوند، عرضه و تولید می‌کند (واکر و همکاران، ۱۳۹۴)،

1. Business to Business
2. Mora Cortez et al

بنابراین درک نیاز متقابل صنایع و صنعت بانکی و شناسایی نیازهای مشترک و متفاوت صنایع می‌تواند منجر به طراحی محصولات و خدمات بهتری شود، ازاین‌رو انتخاب بخش‌های جذاب صنعت و بررسی مأموریت شرکت و ارزیابی توانایی‌های آن در تأمین خواسته‌های هر بخش از مشتریان می‌تواند موجبات به‌دست آوردن ثروت شرکت‌ها را بیش از پیش فراهم آورد (پورتر[1]، ۱۹۹۸) .

با توجه به اهمیت سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی کشور و تأثیرگذاری توسعه آن بر رشد سایر شاخص‌های کلان اقتصادی از جمله افزایش اشتغال‌زایی و کاهش تورم، همواره اولویت‌بندی صنایع از جهات گوناگون مورد توجه محققان داخلی و خارجی قرار گرفته است. در ادامه ضمن دسته‌بندی چرایی و چگونگی اولویت‌بندی صنایع بر اساس ادبیات موجود، نمونه پژوهش‌های داخلی و خارجی نیز تشریح شده است.

الف) جهت‌دهی سرمایه به سمت صنایع جذاب

سرمایه‌گذاران همواره به دنبال راه‌حل‌های مختلفی هستند تا بتوانند بهترین تصمیم را بگیرند، اما وجود مؤلفه‌های فراوان و مبهم تصمیم‌گیری را گاه آن‌قدر پیچیده می‌کند که تصمیم‌گیرندگان، توان لازم برای تصمیم‌گیری را به‌دست نمی‌آورند (درخشان و محمودی، ۱۳۹۴)، ازاین‌رو شفافیت عملکرد و وجود اطلاعات کافی از وضعیت صنایع پیش‌نیاز مهمی برای سرمایه‌گذاری منطقی به شمار می‌رود.

در یک پژوهشی میدانی (چیموا و دیگران[2]، ۲۰۲۱)، ترجیحات سرمایه‌گذاران خارجی، سرمایه‌گذاران نهادهای داخلی و سرمایه‌گذاران خرد در صنایع مختلف کشور هندوستان مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج بررسی داده‌های سه ماهه بازار سهام این کشور، نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران خارجی در صنایع خدماتی و شرکت‌های بزرگ، نهادهای داخلی در صنایع کاغذ و سرمایه‌گذاران خرد نیز در صنایع شیمایی و منسوجات تمایل بیشتری برای سرمایه‌گذاری داشته‌اند. پهلوانی (۱۳۸۸)، در پژوهش خود با تمرکز بر اولویت‌بندی سرمایه‌گذاری در صنایع مختلف از نگاه بانک صنعت و معدن به این مقوله پرداخته است. این پژوهش با تعریف سه معیار اصلی بازدهی صنعت، انطباق با استراتژی بانک و سابقه صنعت و تعریف ۲۳ زیر شاخص با روش تصمیم‌گیری گروهی TOPSIS سلسله مراتبی در محیط فازی، به اولویت‌بندی ۲۳ صنعت فعال کشور پرداخته است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد، صنایع پالایشگاه و پتروشیمی،

1. Porter
2. Chhimwa et al.

فلزات اساسی، کانی غیرفلزی از جمله صنعت سیمان به ترتیب رتبه‌های اول تا سوم را به خود اختصاص داده‌اند. هوشمند و خدادوست (۱۳۸۷) نیز با بررسی شاخص‌های مختلف صنایع فعال در بورس اوراق و بهادار تهران به تعیین جذابیت این صنایع پرداخته‌اند. به این منظور از روش تحلیل عاملی و تاکسونومی عددی بهره گرفته شده است و نتایج طی بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳ نشان داده که صنعت واسطه‌گری مالی از بالاترین جذابیت برخوردار بوده است.

ب) دستیابی به مزیت‌های نسبی رقابتی کشور، مناطق خاص صنعتی، شهری یا روستایی

مزیت رقابتی بر پایه دستیابی به ارزشی بالاتر از میانگین تعریف می‌شود. اساس مزیت رقابتی بر منابع ملموس یا ناملموس منحصربه فرد است که یک کشور، منطقه یا شرکت دارد و می‌تواند از آن بهره‌برداری کند و آن را حفظ نماید. برای محاسبه مزیت نسبی روش‌های مختلفی وجود دارد که از جمله روش‌های قابل اعتماد و قابل اتکا در این خصوص، روش عملکردی است که بر اساس آمار صادرات یک کشور محاسبه خواهد شد. انطباق پتانسیل‌های بالقوه و بالفعل مناطق مختلف شهری و روستایی با وضعیت و نحوه کارکرد صنایع از دیگر روش‌های شناسایی مزیت‌های رقابتی نسبی و مطلق به شمار می‌رود. سودآوری بالاتر از میانگین شاخص مهمی برای شناسایی مزیت رقابتی به شمار می‌رود (عظیم و همکاران[1]، ۲۰۲۱).

باربیری و ماروزی[2](۲۰۱۸)، با تعیین شاخص‌های مختلف اقتصادی و غیراقتصادی، صنایع راهبردی و محوری کشور چین را اولویت‌بندی کرده‌اند. این کار در راستای جهت‌دهی به افکار برنامه‌ریزان راهبردی دولت کشور چین و تقویت برنامه‌های توسعه‌ای آن کشور انجام شده است. در پژوهشی مشابه در اسپانیا (دیاز و همکارا ن[3]، ۲۰۰۶) نیز با استفاده از متغیرهای مختلفی، بخش‌های مختلف اقتصادی این کشور از روش خوشه‌بندی فازی را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده و پس از رتبه‌بندی، بخش‌های کلیدی شناسایی شده است. نوری و همکاران (۱۳۸۹)، صنایع کوچک و کارگاهی مناطق روستایی شهرستان اردستان با روش دلفی را مورد بررسی قرار داده است. محدودیت‌های منابع طبیعی و سرمایه در این بخش روستایی موجب شده است تا محققان صنایع موجود را با توجه به ۲۰ شاخص مختلف و بر اساس نظر سه دسته از

1. Azeem et al
2. Barbieri et al.
3. Díaz et al

اعضای گروه دلفی (جمعاً ۲۰ نفر) اولویت‌بندی کنند. در این میان صنعت مرتبط به فعالیت کشاورزی و فرآورده‌های دامی در اولویت نخست سرمایه‌گذاری و توسعه قرار گرفته است. صنایعی و معلم (۱۳۸۱) نیز در تحقیقی مشابه، صنایع استان اصفهان را بر مبنای مزیت‌های نسبی و رقابتی با تلفیق روش‌های تحلیل عاملی و تاکسونومی عددی اولویت‌بندی کرده‌اند، که تولید مواد و محصولات شیمیایی در گروه برترین صنایع مزیت دار استان جای گرفته است. رئیس دانا و همکاران (۱۳۸۲) نیز صنایع کشور را بر اساس شاخص‌های مهم اقتصادی از جمله ظرفیت صادرات و واردات مورد بررسی قرار داده و اولویت‌بندی کرده‌اند.

ج) اولویت‌بندی صنایع از دیدگاه نهاد، سازمان، شرکت یا یک تفکر خاص

افراد، سازمان‌ها و بعضاً کشورها، دیدگاه منحصربه‌فردی به شاخص‌های اولویت‌بندی دارند. در سطوح کلان توجه به اشتغال، سهم از GDP و میزان ارزآوری صنعت حائز اهمیت است و در سطوح میانی شاخص‌های دیگری مورد توجه قرار می‌گیرد. همچنین در این پژوهش نیز شاخص‌های مورد نظر نظام بانکی مورد تأکید و توجه قرار گرفته است.

تفضلی (۱۳۸۸)، بر اساس دیدگاه تعاونی‌ها به اولویت‌بندی صنایع پرداخته است. به این منظور متغیرهای کلان اقتصادی مانند سرانه اشتغال، سرمایه‌گذاری، تولید و صادرات در بخش تعاونی‌ها با استفاده از روش‌های آماری تحلیل عاملی و تاکسونومی عددی مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفته و صنعت تولید مواد غذایی و آشامیدنی رتبه اول را به خود اختصاص داده است. صادقی شاهدانی و موسوی برودی (۱۳۹۵) نیز بر اساس دیدگاه اقتصادی مقاومتی و با بهره‌گیری از روش تحلیل سلسله مراتبی صنایع کشور را اولویت‌بندی کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که فعالیت‌های تولید ابزارهای اپتیکی و تجهیزات عکاسی و تولید تجهیزات پزشکی و جراحی و رشته فعالیت تجهیزات کنترل عملیات صنعتی در رتبه‌های اول تا سوم قرار می‌گیرد. در پژوهشی دیگر آذر و نجفی (۱۳۸۴) نیز، بر اساس دیدگاه بانک سپه، استان‌ها و مناطق تهران را براساس شش شاخص بانکی از جمله سپرده‌های مؤثر، سایر سپرده‌ها، تسهیلات اعطایی، خدمات بانکی، مطالبات معوق و سود (زیان) واقعی با وزن‌های یکسان رتبه‌بندی کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، استان فارس و کهگیلویه و بویراحمد رتبه نخست را به خود اختصاص داده‌اند. حسینی کشکوئیه و همکاران (۱۳۹۵) نیز در پژوهشی مشابه، صنایع فعال کشور را بر اساس تفکر نظام بانکی مورد بررسی قرار داده و اولویت‌بندی کرده‌اند. روش انجام پژوهش تحلیل عاملی بوده و صنایع بر اساس

طبقه‌بندی کد ISIC سه رقمی انتخاب شده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که طی ۸ سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ صنایع جذاب به ترتیب تولید مواد شیمیایی اساسی، تولید محصولات اولیه آهن و فولاد و تولید فرآورده‌های نفتی تصفیه شده بوده است.

همان‌گونه که در پژوهش‌های پیشین قابل مشاهده است، معیارهای مختلفی با اهداف متفاوتی در خصوص جذابیت صنایع مطرح شده که بخشی از آنها در جدول زیر قابل مشاهده است:

جدول ۱. تعیین شاخص‌های تعیین جذابیت صنعت

شاخص	هدف پژوهش	محقق/محققان
سرمایه بازار، گردش مالی بازار، سرمایه‌گذاری خارجی بازار	بررسی وضعیت بازار سرمایه در اقتصادهای در حال تحول	کلاسنس و همکاران[1]، ۲۰۰۵
میزان تقاضا، محصولات جایگزین، مزیت نسبی، مواد اولیه، فروش، قیمت، راهبرد، حمایت دولت، سهم سرمایه‌گذاری‌ها، توسعه، میانگین P/E، ارزش فعلی، حجم مبادلات	اولویت‌بندی صنایع و شرکت‌های فعال در آن برای ورود به سرمایه‌گذاری	البدوی و همکاران[2]، ۲۰۰۶
اندازه بازار، رشد بازار، سودآوری، قابلیت بخشی، ریسک سرمایه‌گذاری، ارتباطات بخشی، ارزش صنعت	ارزیابی جذابیت صنعت از منظر نظام بانکی	حسینی کشکوئیه (۱۳۹۵)
شاخص‌های مربوط عملکرد کارگاه، سرانه اشتغال، مواد اولیه، صادرات	ارزیابی مزیت رقابتی صنایع استان خراسان	سلیمی فر و شیرزور (۱۳۸۷)
بازدهی صنعت، انطباق با استراتژی بانک، سابقه صنعت	اولویت‌بندی سرمایه‌گذاری در صنایع مختلف از نگاه بانک صنعت و معدن	پهلوانی (۱۳۸۸)
تسهیلات ها،سپرده سایر مؤثر، های‌سپرده و معوق مطالبات بانکی، خدمات اعطایی، واقعی (زیان) سود	اولویت‌بندی مناطق تهران و استان‌ها بر اساس نگاه بانک سپه	(آذر و نجفی، ۱۳۸۴)
تعداد سهام معامله شده، سود سهام، مقدار سهام، درصد تغییر ارزش بازاری سهام، درجه نقدشوندگی، قیمت آخر هر مقطع، درصد تغییر قیمت، درصد سود به قیمت، درصد افزایش سرمایه و بازده کل	اولویت‌بندی سرمایه‌گذاری در بورس و اوراق بهادار تهران	(هوشمند و خدادوست، ۱۳۸۷)

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Claessens et al
2. Albadvi et al

در این پژوهش بر اساس روش کیفی گروه کانونی، شاخص‌ها و زیرشاخص‌های مختلف ارزیابی صنایع از دیدگاه متخصصان صنعت بانکی مورد بررسی قرار گرفته است که در ادامه به آن پرداخته خواهد شد. بیان دو وجه تمایز این پژوهش با پژوهش‌های مشابه پیشین از جمله پژوهش حسینی کشکوئیه و همکاران ضروری به نظر می‌رسد. نخست، نوع نگاه این پژوهش فقط متمرکز بر اولویت‌بندی جذابیت صنایع فعال کشور بوده است و اساساً از منظر بخش‌بندی بازار به موضوع نگاه نشده است، چرا که نگارندگان معتقدند بخش‌بندی بازار صنعت بانکی بسیار فراتر از اولویت‌بندی صنایع کشور است و بانکداری خُرد و اختصاصی به‌عنوان دو مدل بانکداری در این حالت نادیده گرفته خواهد شد. دوم اینکه، در پژوهش‌هایی که از نظر ماهیت طولی هستند، زمان انجام پژوهش عامل مهمی برای ایجاد تمایز به شمار می‌رود. از آنجا که داده‌های این پژوهش طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ جمع‌آوری و تحلیل شده است، تازگی و روزآمد بودن آن می‌تواند برای تصمیم‌گیرندگان صنعت بانکی مورد بهره‌برداری و استفاده قرار گیرد. از سایر وجوه تمایز نیز می توان به مبنای انتخاب صنایع، معیارها و زیرمعیارها و روش شناسی پژوهش اشاره کرد که در نهایت منجر به دستیابی به نتایج جدیدی شده است.

روش پژوهش

پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر پژوهشی کمی، طولی و توصیفی به شمار می‌رود. از این جهت کاربردی است که یافته‌های تحقیق می‌تواند در جهت‌دهی علمی به تصمیمات مدیران نظام بانکی کشور برای تعامل با صنایع فعال کشور مفید باشد و ازاین‌رو کمی است که ماهیت داده‌ها و شیوه تحلیل کمی است و از آنجا که طی یک بازه زمانی چهارساله (۹۴ تا ۹۸) داده‌ها جمع‌آوری و تحلیل شده است، طولی به شمار رفته و توصیفی از وضعیت صنایع کشور و جذابیت آنها به‌دست می‌دهد.

بنابراین با توجه به هدف پژوهش، جامعه آماری صنایع فعال با رویکرد تقسیم‌بندی سازمان بورس و اوراق بهادار است. برخی از صنایع، مانند صنعت بانکداری و صنایع مرتبط و همچنین صنایعی که بخش زیادی از اطلاعات مالی آنها طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ ناقص بوده است، از فرآیند رتبه‌بندی کنار گذاشته‌اند.

با توجه به سؤالات مطرح شده در بخش مقدمه، روش تحقیق‌های متفاوتی تعریف و اجرا شده و در ادامه به تشریح آن‌ها پرداخته شده است.

الف) شناسایی شاخص‌های سنجش جذابیت صنعت

در زمینه شناسایی معیارهای جذابیت صنعت از دیدگاه نظام بانکی با استفاده از ادبیات موضوع، معیارهای مختلف جذابیت صنعت شناسایی و سپس با استفاده از روش گروه کانونی[1] در جمع خبرگان بانکی مورد تحلیل و پالایش قرار گرفته است.گروه کانونی از جمله روش‌های گردآوری داده در هر دو روش کمّی و کیفی به شمار می‌رود. با این حال، این روش یک نوع روش تحقیق مستقل نیست، بلکه تنها می‌تواند نوعی روش تحقیق مکملی باشد. روش گروه کانونی به نوعی به بحث گروهی[2] اطلاق می‌شود که در صدد کاوش دسته‌ای از جریان‌های معین است، امّا با بحث گروهی - که در آن نظم و موضوع مشخص و از پیش تعیین شده‌ای وجود ندارد – متفاوت می‌باشد. در اینجا به‌جای پرسیدن سؤال‌های مشخص از تک‌تک افراد مورد مصاحبه، مشارکت‌کننده‌ها تشویق می‌شوند با یکدیگر صحبت کرده، به تبادل نظر پرداخته، تجربه‌های یکدیگر را تفسیر کرده و نقطه نظرهای خود را بیان کنند، بنابراین در روش گروه کانونی نیز مانند همه‌ی روش‌های تحقیق کیفی از روش نمونه‌گیری هدفمند، کیفی و معیار محور استفاده می‌شود (محمدپور، ۱۳۹۲). بر همین اساس با دعوت از خبرگان صنعت بانکی شامل مدیر عامل، معاونان اعتبارات، مدیریت شعب و فناوری اطلاعات، رؤسای ادارات کل بازاریابی، تحقیقات و برنامه‌ریزی، سازمان و روش‌ها، اعتبارات، فناوری اطلاعات، خدمات نوین بانکی و تعدادی از کارشناسان خبره حوزه بازاریابی و اعتبارات در مجموع ۱۴ نفر به مدت یک ساعت در مورد شاخص‌های گردآوری شده و زیرشاخص‌ها بحث و تبادل نظر انجام شده که در نهایت ۵ معیار و زیرمعیار برای اولویت‌بندی صنایع مورد تأیید قرار گرفته است.

برای اجرای گروه کانونی از طرح عملی پنج مرحله‌ای دیک[3] استفاده شده است. بر اساس مراحل دیک، ابتدا مرحله بررسی و آماده‌سازی با تعریف سؤالات و انتخاب هدفمند مشارکت‌کنندگان انجام شده و سپس مراحل بعدی شامل معرفی اهداف پژوهش و اهمیت موضوع و ارائه اطلاعات لازم و اطلاعات کلیدی شامل سؤالات عمومی، ترتیب پاسخگویی، خلاصه‌سازی اطلاعات و ارائه نقطه نظرهای کلیدی و سؤالات اصلی پژوهش و مرحله سپس انجام مرحله آخر و خلاصه‌سازی مطالب و ارائه مجدد به مشارکت‌کنندگان و دریافت بازخورد نهایی و در پایان جمع‌بندی، تفسیر و استخراج داده‌ها و استنتاج نهایی گزارش انجام گرفته است (محمدپور، ۱۳۹۲).

---

1. Focus Group
2. Group Discussion
3. Dick

پس از تحلیل کیفی یافته‌های گروه کانونی، شاخص‌ها و زیرشاخص‌های نهایی به شرح جدول ۲ تعیین شده است.

جدول ۲. تعیین شاخص‌ها و زیرشاخص‌های اولویت‌بندی صنایع کشور

ردیف	شاخص اصلی	زیر شاخص
۱	اندازه بازار	• بر اساس Market Cap و ارزش بازار
۲	سودآوری	• بازده دارایی‌ها • بازده حقوق صاحبان سهام • حاشیه سود خالص • نسبت EBIT به دارایی‌ها
۳	رشد بازار	• میزان ارزش‌افزوده صنعت (مابه التفاوت ارزش ستانده به مصارف واسطه فعالیت‌های صنعتی) • تعداد کارگاه‌ها • تعداد شاغلان
۴	ریسک سرمایه‌گذاری	• بدهی به حقوق صاحبان سهام • نسبت بدهی • نسبت جاری • پوشش هزینه بهره
۵	فروش	• میزان جمع فروش تمامی شرکت‌های فعال صنعت

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از تعیین شاخص‌ها و زیرشاخص‌ها انتخاب پایگاه داده معتبر برای دستیابی به اطلاعات صنعت مورد بررسی قرار گرفته است. برای دستیابی به شاخص اندازه بازار، سودآوری، ریسک سرمایه‌گذاری و فروش، اطلاعات سازمان بورس و اوراق بهادار[1] منظور شده و برای شاخص دریافت اطلاعات رشد بازار از اطلاعات بانک مرکزی و وزارت صنعت بهره گرفته شده است.

ب) روش اولویت‌بندی صنایع بر اساس شاخص‌های تعیین شده

به‌منظور ساده‌سازی تصمیم‌گیری در مسائل پیچیده، روش AHP[2] با تجزیه کردن مسائل دشوار به سلسله‌مراتبی ساده از شاخص‌ها و زیرشاخص‌ها، قابلیت سنجش آن‌ها را بالا برده و به‌راحتی موجبات تحلیل مقایسه‌ای میان آنها را فراهم می‌آورد (گویال و

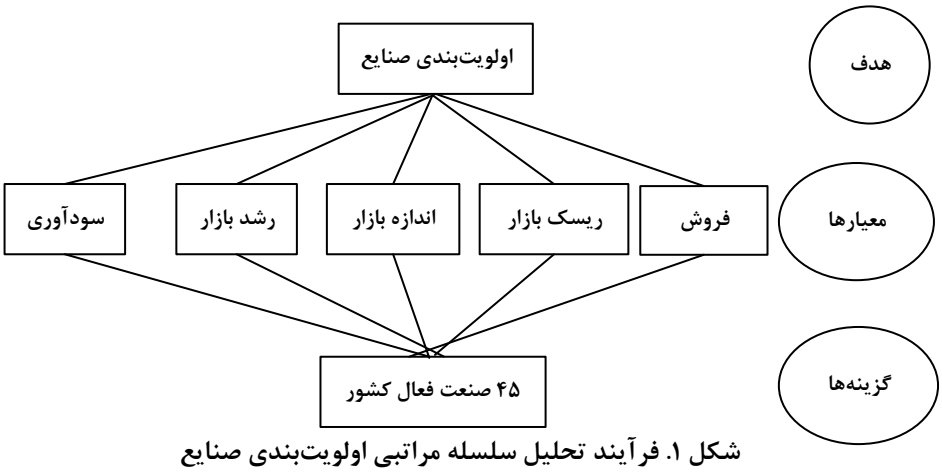
1. https://www.bourseview.com/
2. Analysis Hierarchy process

همکاران[1]، ۲۰۱۵). این روش در اوایل دهه ۱۹۷۰ و به‌منظور تخصیص منابع محدود و برنامه‌ریزی اقتضائی در ارتش توسعه یافته است. این روش ساختارمند ریاضی، توسط ساعتی[2] و در سال ۱۹۷۷ معرفی و به‌عنوان راه حلی برای مشکلات تصمیم‌گیری چندمتغیره پیچیده استفاده می‌شود. این روش از قواعد سلسله مراتبی برای تجزیه مسئله پیچیده بدون ساختار پیروی می‌کند که آنها را به مؤلفه‌ها، زیر مؤلفه‌ها و .. تبدیل می‌کند (میشرا و سین[3]، ۲۰۱۵).

به‌صورت کلی، چهار مرحله برای انجام پژوهش بر اساس روش تحلیل سلسله مراتبی وجود دارد:

۱. ایجاد سلسله مراتب تصمیم‌گیری برای معیارهای مساله تصمیم
۲. انجام مقایسات زوجی برای معیارهای شناسایی شده
۳. محاسبه اولویت‌های نسبی هر کدام از معیارها
۴. انجام عملیات رتبه‌بندی (فرهان و همکاران[4]، ۲۰۱۶)

در شکل زیر ساختار کلی سلسله مراتب حل مساله و تصمیم‌گیری روش AHP نشان داده شده است.



شکل ۱. فرآیند تحلیل سلسله مراتبی اولویت‌بندی صنایع

1. Goyal et al.
2. Saaty
3. Mishra & Singh
4. Farhan et al

به‌منظور تعیین وزن هر کدام از شاخص‌ها از پرسشنامه مقایسه زوجی بهره گرفته شده که بخشی از این پرسشنامه در جدول زیر قابل مشاهده است.

جدول ۳. بخشی از پرسشنامه مقایسه زوجی شاخص‌ها

بُعد A																		بُعد B
اندازه بازار	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	سودآوری
اندازه بازار	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	ریسک
سودآوری	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	رشد بازار
سودآوری	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	ریسک
رشد بازار	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	ریسک

منبع: ساعتی، ۲۰۰۸

در جدول فوق ارزش شاخص بُعد A به بُعد B بر اساس معیارهای تعریف شده در نظر گرفته شده است.

جدول ۴. مقیاس ۹ کمیتی ساعتی برای مقایسه زوجی

ارزش ترجیحی	وضعیت مقایسه i نسبت به j	توضیح
۱	اهمیت برابر	گزینه یا شاخص i نسبت به j اهمیت برابر دارند و یا برتری خاصی نسبت به هم ندارند.
۳	نسبتاً مهم‌تر	گزینه یا شاخص i نسبت به j کمی مهم‌تر است.
۵	مهم‌تر	گزینه یا شاخص i نسبت به j مهم‌تر است.
۷	خیلی مهم‌تر	گزینه یا شاخص i دارای برتری خیلی بیشتری از j است.
۹	کاملاً مهم	گزینه یا شاخص مطلقاً i از j مهم‌تر و قابل مقایسه با j نیست.
۲ و۴ و۶ و۸		ارزش‌های میانی بین ارزش‌های ترجیحی را نشان می‌دهد مثلاً ۸، بیانگر اهمیتی زیادتر از ۷ و پایین‌تر از ۹ برای I است.

منبع: ساعتی، ۲۰۰۸

برای درک بهتر موضوع، پرسشنامه مقایسه زوجی به‌صورت حضوری و با بهره‌گیری از نظر ۱۷ متخصص صنعت بانکی (در سطح رئیس ادارات، معاونان مدیرعامل و اعضای هیات عامل و هیات مدیره بانک)، وزن هر کدام از شاخص‌ها و زیرشاخص‌ها تعیین شده است. برای محاسبه ضریب اهمیت شاخص‌ها، چهار روش کلی حداقل مربعات، بردارهای

ویژه، حداقل مربعات لگاریتمی و روش‌های تقریبی وجود دارد (قدسی پور، ۱۳۸۹). در این پژوهش، از روش تقریبی و محاسبه میانگین هندسی استفاده شده است. این روش از دقت بالایی برخوردار است.

جدول ۵. وزن موزن شده هر کدام از شاخص‌ها بر اساس روش مقایسه زوجی

شاخص	اندازه بازار	سودآوری	رشد بازار	ریسک سرمایه‌گذاری	فروش
وزن موزون	۰,۱۳۷	۰,۲۸۷	۰,۱۴۲	۰,۱۷۴	۰,۲۶۱

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد از منظر خبرگان صنعت بانکی سودآور بودن صنعت از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است، سودآوری بالا هم در بخش فعالیت‌های سپرده‌ای و هم توسعه‌ای می‌تواند جذابیت بالایی برای بانک ایجاد کند. از سویی احتمال نکول مطالبات احتمالی را نیز کاهش می‌دهد. پس از سودآوری، فروش صنعت، رتبه دوم را به خود اختصاص داده است. از آنجا که فعالیت اصلی بانک دریافت سپرده و اعطای تسهیلات است، بدیهی است فروش صنعت می‌تواند نقش مهمی در چرخه جذب منابع و اعطای تسهیلات داشته باشد. پس از دو شاخص فوق، ریسک، رشد و اندازه بازار در اولویت‌های بعدی قرار گرفته است.

بر همین اساس، زیر شاخص‌های مختلف نیز وزن دهی شده و نتایج آن در ماتریس نهایی تصمیم اعمال شده است. به‌منظور انجام عملیات رتبه‌بندی صنایع، اطلاعات سازمان بورس و اوراق بهادار، بانک مرکزی و وزارت صمت اطلاعات در چهار سال ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ (بر اساس دسته‌بندی سازمان بورس و اوراق و بهادار تهران) استخراج شده است. صنعت بانکی و سایر صنایع مرتبط از جمله بیمه، لیزینگ و ... که شیوه گزارش‌دهی متفاوتی در صورت‌های مالی خود دارند، از فرآیند اولویت‌بندی کنار گذاشته شده و در نهایت ۴۵ صنعت برای تحلیل نهایی انتخاب شده‌اند. به‌منظور انجام رتبه‌بندی میزان عددی یا درصدی هر کدام از ۵ شاخص و ۱۳ زیرشاخص برای ۴۵ صنعت طی چهار سال، استخراج و در فایل اکسل طراحی شده بارگذاری شده است. به‌منظور به‌دست آوردن رتبه نهایی هرکدام از صنایع مورد بررسی بر اساس ضریب اهمیت شاخص‌ها از معادله زیر استفاده شده است:

شیوه محاسبه وزن نهایی صنایع $\sum_{k=1}^{n} \sum_{i=1}^{m} WkWi$

توضیح معادله: در این معادله، W_k= ضریب اهمیت شاخص K و W_i= ضریب اهمیت شاخص i می‌باشد.

از آنجا که انجام مقایسات زوجی بر اساس دیدگاه متخصصان صورت پذیرفته و همین امر مبنایی برای وزن دهی به شاخص‌ها و تأثیرگذار بر فرآیند اولویت‌بندی خواهد شد، ازاین‌رو سنجش هماهنگی پاسخ‌ها در این بخش حائز اهمیت است. به‌منظور سنجش هماهنگی و ناهماهنگی قضاوت‌ها، ساعتی، موضوع نرخ سازگاری را مطرح کرده است. منظور از هماهنگی و سازگاری پاسخ‌ها این است که اگر Bi از Bj مهم‌تر و Bj از Bk مهم‌تر باشد، بنابراین انتظار می‌رود که Bi از Bk به‌مراتب مهم‌تر باشد، اما برخلاف رویه منطقی مطرح‌شده، در بعضی موارد، احتمال ناهماهنگی و ناسازگاری در پاسخ‌ها وجود دارد، بنابراین سنجه‌ای که بتواند این سازگاری یا ناسازگاری احتمالی را نشان دهد، موردنیاز است (قدسی‌پور، ۱۳۸۹).

ساعتی و ورگاس[1] (۲۰۱۲)، محاسبه نرخ سازگاری پاسخ‌ها را در قالب فرمول زیر پیشنهاد داده‌اند. در این معادله، CR[2] نرخ سازگاری را نشان می‌دهد و RI[3] نیز بیانگر شاخص تصادفی بودن می‌باشد.

شیوه محاسبه نرخ سازگاری $$CR = \frac{CI}{RI}$$

بنابر معادله مطرح شده، نرخ سازگاری از تقسیم شاخص سازگاری بر شاخص تصادفی به‌دست می‌آید. اگر نرخ سازگاری ۰/۱ یا کمتر باشد، مقایسه‌ها سازگار است.

در معادله فوق، CI[4] شاخص سازگاری ماتریس مقایسات زوجی در خصوص شاخص‌ها را نشان می‌دهد. برای به‌دست آوردن CI از معادله زیر استفاده شده است.

شیوه محاسبه شاخص سازگاری $$CI = (\lambda max\text{-}N)/(N\text{-}1)$$

در این معادله، N نشان‌دهنده تعداد شاخص‌ها می‌باشد. در این پژوهش تعداد شاخص‌ها برابر با عدد پنج است. برای محاسبه λ_{max} (بیشترین مقدار ویژه)، می‌توان از فرمول زیر به روش میانگین هندسی استفاده کرد. در این روش به‌جای λ_{max} از میانگین هندسی L استفاده شده است.

شیوه محاسبه مقدار ویژه $$L = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{AWi}{Wi}\right)$$

1. Vargas
2. consistency ratio
3. random index
4. consistency index

برای محاسبه Aw_i (بردار مجموع وزنی)، ماتریس مقایسات زوجی در ماتریس وزنی آن‌ها ضرب شده و سپس بردار مجموع وزنی به‌دست‌آمده بر ماتریس وزنی تقسیم می‌شود تا برداری سازگاری به‌دست آید. با تقسیم مجموع اعداد به‌دست‌آمده در بردار سازگاری بر تعداد شاخص‌ها، می‌توان مقدار ویژه را به‌دست آورد (ساعتی و ورگاس[1]، ۲۰۱۲).

با توجه به محاسبه معادلات فوق و بر اساس فرمول زیر، شاخص CI به‌دست آمد و بر اساس جدول زیر RI نیز محاسبه شده است که با تقسیم این دو، عدد ۰,۶۶ حاصل می‌شود و از آنجا که این عدد کمتر از ۰,۱ است، می‌توان پاسخ‌ها را هماهنگ و سازگار با هم دانست.

جدول ۶. متوسط شاخص سازگاری تصادفی

N	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
IR	۰	۰	۰,۵۲	۰,۸۹	۱,۱۱	۱,۲۵	۱,۳۵	۱,۴۰	۱,۴۵	۱,۴۹

منبع: ساعتی و ورگاس، ۲۰۱۲

یافته‌های پژوهش

یافته‌های این پژوهش به دو بخش قابل تفکیک است. بخش اول، شناسایی معیارهای جذابیت صنایع از منظر خبرگان صنعت بانکی است. بی‌شک دارا بودن امتیاز بالا در هر کدام از شاخص‌ها می‌تواند به‌عنوان نقطه‌ای مثبت تلقی شود. البته لازم به ذکر است، جهت‌گیری اعتبارات بانکی کشور بر مبنای اولویت‌های کلان دولت، برنامه‌های توسعه و چشم‌انداز کشور قابل بازتعریف است، لذا در این پژوهش اولویت‌بندی ورود بانک به صنایع تنها با توجه به شاخص‌های تعریف شده صورت پذیرفته و بدون توجه به اولویت‌های راهبردی کشور نگاشته شده است. بانک‌ها علاوه بر تعهدات خود به سپرده‌گذاران و سهامداران، موظف به حمایت از برنامه‌های دولت به‌عنوان یکی از ذی‌نفعان کلیدی هستند. البته این موضوع برای بانک‌های دولتی و بانک‌های اصل ۴۴ قانون اساسی حائز اهمیت بیشتری است.

دستاورد دوم یافته‌ها مرتبط با صنایع است. مهم‌ترین شاخص‌ها طی چهار سال اخیر، استخراج و تحلیل شده است. تحلیل این شاخص‌ها علاوه بر کاربست در نظام بانکی، می‌تواند از دیدگاه سایر سرمایه‌گذاران نیز مورد توجه و استفاده قرار گیرد.

1. Saaty & Vargas

با توجه به حجیم بودن اطلاعات، در ادامه تنها دو شاخص سودآوری و ریسک صنایع طی چهار سال اخیر مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. همان‌گونه که در جدول ۷ قابل مشاهده است، بیشترین بازده دارایی‌های (ROA) مربوط به صنایع مواد شیمیایی متنوع، محصولات پاک‌کننده و نرم‌افزار و خدمات است. در این سه صنعت بازده دارایی‌ها بالاتر از ۲۵ درصد بوده است، که عددی قابل توجه به شمار می‌رود. وضعیت صنایع کشور به‌ویژه زیرشاخص بازده حقوق صاحبان سهم (ROE) به‌مراتب بهتر است و درصدهایی بالایی طی چهار سال منتهی به سال ۱۳۹۸ به ثبت رسیده است. در این زیرشاخص صنعت، وسایل اندازه‌گیری غیرکنترل صنعتی میانگین ۹۰ درصد را ثبت کرده و صنایع تولید کود و ترکیبات نیتروژن و مواد شیمایی متنوع در رتبه‌های بعدی قرار دارند. این شاخص از نظر سهامداران می‌تواند حائز اهمیت بالایی باشد. زیرشاخص بعدی در بخش سودآوری، حاشیه سود خالص است که بیشترین مقدار به ترتیب به صنایع تجهیزات مخابراتی، فعالیت‌های مرتبط با اوراق بهادار و کانی‌های فلزی اختصاص دارد. آخرین زیرشاخص در این بخش نسبت EBIT به دارایی‌ها است. صنعت مواد شیمیایی متنوع با میانگین چهار سال منتهی به ۱۳۹۸، ۴۰ درصدی در صدر قرار دارد و پس از آن محصولات پاک‌کننده با ۳۵ درصد و وسایل اندازه‌گیری غیر از کنترل صنعتی با ۳۱ درصد در جایگاه دوم و سوم قرار دارند. در مجموع با توجه به وزن هر کدام از زیرشاخص‌ها و میانگین هر اعداد به‌دست آمده برای آنها، شاخص سودآوری صنایع به‌دست آمده است. صنعت تجهیزات مخابرات با اختلاف بسیار زیاد رتبه اول و صنایع وسایل اندازه‌گیری غیر از کنترل صنعتی و مواد شیمیایی متنوع در رتبه‌های بعدی قرار دارند. جزئیات این محاسبات در جدول ۷ قابل مشاهده است.

جدول ۷. نحوه محاسبه امتیاز نهایی شاخص سودآوری برای برخی از صنایع

ردیف	نام صنایع	بازده دارایی ها						۰.۳۳۳۳	بازده حق صاحبان سهام					۰.۲۵۹۳	حاشیه سود خالص					۰.۲۹۶۳	نسبت EBIT به دارایی ها					۰.۳۳۳۳	میانگین نهایی امتیازها
		سال ۹۵	سال ۹۶	سال ۹۷	سال ۹۸	میانگین ٤ ساله	امتیاز نهایی		سال ۹۵	سال ۹۶	سال ۹۷	سال ۹۸	میانگین ٤ ساله	امتیاز نهایی	سال ۹۵	سال ۹۶	سال ۹۷	سال ۹۸	میانگین ٤ ساله	امتیاز نهایی	سال ۹۵	سال ۹۶	سال ۹۷	سال ۹۸	میانگین ٤ ساله	امتیاز نهایی	
۱	تولید کود و ترکیبات ستروژن	۰.۱۱	۰.۰۲	-۰.۳۹	-۰.۴۱	۲۲.۲٪	۵.۱٪	-۰.۲۲	-۰.۲۲	-۰.۰۶	۱.۲۹	-۰.۹۲	۶۶.۳٪	۱۴.۳٪	-۰.۲۲	-۰.۰۲	-۰.۴۲	-۰.۵۰	۲۹.۲٪	۸.۶٪	-۰.۱۴	-۰.۱۷	-۰.۴۳	-۰.۴۹	۲۹.۵٪	۶.۶٪	۹.۴٪
۲	مواد شیمیایی متنوع	۰.۲۲	۰.۱۰	-۰.۶۵	-۰.۲۹	۲۶.۶٪	۸.۱٪	-۰.۶۶	-۰.۱۷	۱.۰۲	-۰.۷۲	۱۰.۴٪	۶۴.۴٪	۱۸.۷٪	-۰.۳۱	-۰.۰۸	-۰.۶۶	-۰.۳۸	۲۸.۵٪	۸.۴٪	-۰.۳۰	-۰.۴۰	-۰.۵۷	-۰.۳۵	۴۰.۴٪	۹.۰٪	۱۰.۶٪
۳	زغال سنگ	۰.۱۶	۰.۰۲	-۰.۲۵	-۰.۲۲	۱۷.۰٪	۴.۸٪	-۰.۳۳	-۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۵۲	-۰.۵۲	۳۶.۰٪	۹.۳٪	-۰.۲۲	-۰.۰۴	-۰.۲۵	-۰.۲۱	۱۲.۲٪	۵.۳٪	-۰.۱۹	-۰.۱۷	-۰.۲۹	-۰.۲۶	۲۲.۰٪	۵.۱٪	۵.۹٪
۴	کاشی های فلزی	۰.۱۳	۰.۰۹	-۰.۴۰	-۰.۲۲	۲۵.۰٪	۵.۵٪	-۰.۲۲	-۰.۱۶	-۰.۶۹	-۰.۶۷	-۰.۶۹	۴۲.۲٪	۱۱.۲٪	-۰.۲۲	-۰.۱۶	-۰.۶۲	-۰.۶۷	۲۵.۳٪	۱۰.۵٪	-۰.۱۲	-۰.۱۹	-۰.۲۹	-۰.۲۷	۲۷.۰٪	۶.۰٪	۸.۳٪
۵	تولید فلزات گرانبهای غیرآهن	۰.۱۴	۰.۰۹	-۰.۲۲	-۰.۲۸	۲۲.۲٪	۵.۱٪	-۰.۲۲	-۰.۱۴	-۰.۶۶	-۰.۵۹	-۰.۶۶	۳۵.۴٪	۹.۲٪	-۰.۲۰	-۰.۱۱	-۰.۴۲	-۰.۵۶	۲۹.۵٪	۸.۲٪	-۰.۱۵	-۰.۲۴	-۰.۲۱	-۰.۶۰	۲۷.۲٪	۶.۲٪	۷.۳٪
۶	محصولات کاغذی	۰.۱۶	۰.۱۴	-۰.۱۲	-۰.۲۲	۱۷.۴٪	۴.۹٪	-۰.۴۴	-۰.۲۸	-۰.۲۴	-۰.۶۹	-۰.۲۴	۲۶.۵٪	۹.۵٪	-۰.۱۲	-۰.۲۰	-۰.۱۹	-۰.۶۵	۱۹.۴٪	۵.۲٪	-۰.۲۱	-۰.۱۴	-۰.۱۱	-۰.۲۸	۱۸.۴٪	۴.۱٪	۵.۸٪
۷	آهن و فولاد	۰.۰۵	۰.۰۸	-۰.۳۰	-۰.۲۱	۱۵.۲٪	۴.۵٪	-۰.۱۲	-۰.۰۶	-۰.۵۹	-۰.۶۱	۳۰.۰٪	۲.۸٪	-۰.۰۹	-۰.۰۹	-۰.۱۰	-۰.۳۴	-۰.۳۴	۱۹.۲٪	۵.۲٪	-۰.۰۹	-۰.۲۲	-۰.۳۱	-۰.۲۶	۲۲.۳٪	۴.۲٪	۵۵٪
۸	چوب	-۰.۳۴	-۰.۲۸	-۰.۰۹	-۰.۰۲	-۱۴.۳٪	-۳.۲٪	-۱.۶۱	-۱.۷۰	-۰.۱۱	-۰.۰۲	-۸۵.۱٪	-۲۲.۱٪	-۱.۲۹	-۰.۰۲	-۰.۳۳	-۰.۴۷	-۵۱.۶٪	-۱۵.۳٪	-۰.۳۴	-۰.۲۵	-۰.۰۸	-۰.۰۱	-۱۷.۰٪	-۳.۸٪	-۱۱.۳٪
۹	وسایل خانگی	۰.۰۲	۰.۰۲	-۰.۰۲	-۰.۱۰	۴.۳٪	۱.۰٪	-۰.۱۰	-۰.۱۳	-۰.۰۶	-۰.۳۶	۱۵۵٪	۴.۰٪	-۰.۰۲	-۰.۰۲	-۰.۰۳	-۰.۰۱	-۰.۰۵	۲.۲٪	۰.۸٪	-۰.۰۷	-۰.۰۲	-۰.۰۵	-۰.۱۵	۸۵٪	۱.۹٪	۱.۹٪
۱۰	خودرو	-۰.۰۱	-۰.۰۴	-۰.۲۹	-۰.۰۲	-۸.۰٪	-۱.۸٪	-۰.۰۶	-۰.۱۰	-۰.۲۵	-۲۳.۰۶	-۵۸۴.۳٪	-۱۵۱.۵٪	-۰.۰۱	-۰.۰۱	-۰.۰۴	-۰.۴۲	-۱۲.۴٪	-۳.۷٪	-۰.۰۲	-۰.۰۲	-۰.۰۳	-۰.۲۰	-۱.۲٪	-۰.۴٪	-۲۹.۳٪

منبع: یافته‌های پژوهش

در شاخص ریسک سرمایه‌گذاری نیز چهار زیرشاخص طی چهار سال منتهی به ۱۳۹۸ مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است. در زیرشاخص بدهی به حقوق صاحبان سهام که به‌صورت معکوس در محاسبات در نظر گرفته شده است، صنایع فعالیت‌های مرتبط با اوراق بهادار، حمل و نقل از طریق خطوط راه آهن و مواد شیمیایی متنوع از رتبه اول تا سوم را به خود اختصاص داده‌اند. در مورد زیرشاخص نسبت بدهی نیز که به‌صورت معکوس محاسبه شده است، فعالیت‌های مرتبط با اوراق بهادار، حمل و نقل بار زمینی و حمل و نقل از طریق خطوط ریلی به ترتیب بالاترین امتیاز را دارا بوده‌اند. صنایع تجهیزات مخابراتی، چوب و مواد شیمیایی متنوع سه صنعت برتر در زیرشاخص نسبت جاری و صنایع فعالیت‌های مرتبط با اوراق بهادار، هتل و رستوران و تولید فلزات گرانبهای غیرآهن سه صنعت برتر در زیرشاخص پوشش هزینه بهره بوده‌اند. در مجموع در شاخص ریسک میانگین امتیازها با احتساب وزن هر کدام از زیرشاخص‌ها، صنعت فعالیت‌های مرتبط با اوراق بهادار رتبه نخست و کم ریسک‌ترین صنعت شناسایی شده است و سپس هتل و رستوران و تولید فلزات گرانبهای غیرآهن رتبه دوم و سوم را به خود اختصاص داده‌اند. اطلاعات برخی صنایع به صورت نمونه در شاخص ریسک در جدول ۸ قابل مشاهده است.

جدول ۸. نحوه محاسبه امتیاز نهایی شاخص ریسک برای برخی از صنایع

ردیف	نام صنایع	بعدی به حقوق صاحبان سهام					وزن	۰.۲۹	نسبت بعدی					وزن	۰.۲۰	نسبت جاری					وزن	۰.۲۹	پیشرفت هزینه بهره					وزن	۰.۲۲	نمره نهایی
		سال ۹۵	سال ۹۶	سال ۹۷	سال ۹۸	میانگین ۴ ساله	نهایی	معکوس	سال ۹۵	سال ۹۶	سال ۹۷	سال ۹۸	میانگین ۴ ساله	نهایی	معکوس	سال ۹۵	سال ۹۶	سال ۹۷	سال ۹۸	میانگین ۴ ساله	نهایی	معکوس	سال ۹۵	سال ۹۶	سال ۹۷	سال ۹۸	میانگین ۴ ساله	نهایی	معکوس	میانگین کل
۱	تولید کود و ترکیبات نیتروژن	۰.۳۲	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۱۲	۱۲.۲٪	۲۵.۱٪	۸۷.۸٪	-۰.۳۱	-۰.۲۸	-۰.۲۰	-۰.۱۲	۲۰.۳٪	۲۵.۱٪	۷۹.۷٪	-۰.۴۴	-۰.۵۴	-۰.۹۰	۱.۶۳	۸۷.۹٪	۱۶.۰٪	۸۷.۸٪	۳.۹۵	۲.۷۳	۱۳.۵۵	۳۷.۴۶	۱۴۴۲.۳٪	۹۹.۰٪	۳۲۹.۷٪	۹۹.۰٪
۲	مواد شیمیایی متنوع	-۰.۱۰	۰.۰۵	۰.۰۴	-۰.۰۷	۶.۴٪	۲۶.۷٪	۹۳.۶٪	-۰.۰۶	-۰.۰۳	-۰.۰۳	-۰.۰۴	۲.۸٪	۹۶.۷٪	۲.۸٪	۱.۵۲	۲.۱۲	۲.۸۳	۱.۶۵	۵۸.۰٪	۱۹.۳٪	۴۷.۰۳	۲۲.۸۸	۴۷.۰۳	۱۰۵.۲۰	۷۸.۲۳	۹۳۳۵.۹٪	۳۸۸.۱٪	۱۲۲۸.۳٪	۳۸۸.۱٪
۳	زغال سنگ	-۰.۱۳	-۰.۱۰	-۰.۱۴	-۰.۱۹	۱۴.۰٪	۲۴.۶٪	۸۶.۰٪	-۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۷	-۰.۰۶	۶.۶٪	۹۳.۴٪	۶.۶٪	۱.۳۲	۱.۳۲	۱.۲۱	۰.۷۳	۳۲.۰٪	۱۸.۴٪	۲۰.۷۹	۱۷.۵۵	۲۸.۱۱	۲۸.۹۹	۳۳.۹۹	۲۵۱۱.۰٪	۱۶۲.۳٪	۵۷۳.۹٪	۱۶۲.۳٪
۴	کلی های فلزی	-۰.۱۹	-۰.۱۴	-۰.۰۸	-۰.۰۷	۱۲.۰٪	۲۵.۳٪	۸۸.۰٪	-۰.۱۱	-۰.۰۹	-۰.۰۵	-۰.۰۴	۷.۵٪	۹۲.۵٪	۷.۵٪	-۰.۴۴	۱.۰۸	۱.۳۳	۱.۵۶	۱۱۸.۰٪	۱۸.۵٪	۱۳.۳۵	۱۶.۲۰	۳۳.۹۶	۴۵.۶۳	۴۵.۹۶	۲۷۵۳.۵٪	۱۷۶.۷٪	۶۲۹.۳٪	۱۷۶.۷٪
۵	تولید فلزات گرانبهای غیراهن	-۰.۱۱	-۰.۱۲	-۰.۰۷	-۰.۲۷	۱۴.۱٪	۲۴.۵٪	۸۵.۹٪	-۰.۰۷	-۰.۰۸	-۰.۰۵	-۰.۱۲	۸.۰٪	۹۲.۰٪	۸.۰٪	۱.۴۸	۱.۹۳	۲.۱۲	۱.۴۸	۵۰.۱٪	۱۸.۴٪	۴۵.۶۷	۸.۳۷	۹۱.۳۴	۷۴۳۸.۸٪	۱۵۲.۱۶	۷۴۳۸.۸٪	۴۴۸.۳٪	۱۷۰۰.۳٪	۴۴۸.۳٪
۶	محصولات کاغذی	۰.۵۲	۰.۳۷	۰.۳۳	۰.۲۴	۳۶.۶٪	۱۸.۱٪	۶۳.۴٪	-۰.۲۴	-۰.۲۱	-۰.۱۹	-۰.۱۳	۱۹.۳٪	۸۰.۸٪	۱۹.۲٪	۱.۰۴	۱.۵۴	۱.۹۲	۱.۶۴	۴۲.۹٪	۱۶.۳٪	۳.۱۷	۳.۱۳	۳.۰۵	۱۲.۳۱	۱۲.۳۱	۵۵۱.۳٪	۱۲۶.۰٪	۱۲۶.۰٪	۵۱.۰٪
۷	آهن و فولاد	۰.۷۰	۰.۵۵	۰.۴۶	۰.۳۱	۴۷.۹٪	۱۴.۹٪	۵۲.۱٪	-۰.۳۰	-۰.۲۷	-۰.۲۰	-۰.۱۶	۲۳.۱٪	۷۶.۹٪	۲۳.۱٪	۰.۷۸	۱.۰۷	۱.۵۶	۱.۶۱	۲۵.۹٪	۱۵.۴٪	۴۶۶	۲.۰۳	۸.۲۴	۹.۱۷	۹.۱۷	۶۰۲.۲٪	۵۱.۰٪	۱۳۷.۸٪	۵۱.۰٪
۸	چوب	۲.۲۸	۰.۵۲	۰.۰۲	-۰.۰۱	۷۰.۳٪	۸.۴٪	۲۹.۳٪	-۰.۳۹	-۰.۲۴	-۰.۰۲	-۰.۰۱	۱۶.۷٪	۸۳.۳٪	۱۶.۷٪	۰.۸۲	۱.۴۹	۱.۱۸	۵۶۸	۲۲۹.۳٪	۱۶.۳٪	۱.۷۷	۲.۲۶	۲.۰۰	-	-	۲۰۱.۰٪	۳۴.۱٪	۴۵.۹٪	۳۴.۱٪
۹	وسایل خشکی	۱.۸۲	۱.۳۹	۱.۲۶	۰.۸۸	۱۳۳.۳٪	۹.۶٪-	۳۳.۷٪	-۰.۴۵	-۰.۳۸	-۰.۳۷	-۰.۲۶	۳۶.۳٪	۶۳.۶٪	۳۶.۳٪	۱.۲۰	۱.۲۷	۱.۰۷	۱.۱۵	۲۳.۵٪	۱۲.۳٪	۰.۸۳	۰.۶۵	۰.۶۳	۲.۳۲	۲.۳۲	۱۱۰.۷٪	۱۵.۵٪	۲۵.۳٪	۱۵.۵٪
۱۰	خودرو	۲.۰۶	۱.۸۴	۲.۷۰	۱.۸۲۰-	۱۱۹.۵٪	۵.۶٪-	۱۹.۵٪-	-۰.۳۷	-۰.۲۸	-۰.۲۴	-۰.۳۰	۲۹.۶٪	۷۰.۴٪	۲۹.۶٪	-۰.۸۲	-۰.۷۰	-۰.۷۲	-۰.۵۵	۶۹.۷٪	۱۴.۱٪	۰.۴۲	۰.۷۵	۰.۶۹	۰.۳۱	۰.۳۱	۴۹.۳٪	۱۱.۳٪	۴۹.۳٪	۹.۹٪

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول زیر رتبه صنایع برتر در مابقی شاخص‌ها طی چهار سال منتهی به ۱۳۹۸ نشان داده شده است:

جدول ۹. رتبه‌های برتر در شاخص‌های اولویت‌بندی

شاخص صنایع	رتبه نخست	رتبه دوم	رتبه سوم
اندازه بازار	مواد شیمیایی متنوع	آهن و فولاد	کانی‌های فلزی
رشد بازار	محصولات کانی غیرفلزی	حفاری	مخابرات
فروش / درآمد	فرآورده‌های نفتی	مواد شیمیایی متنوع	آهن و فولاد

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اطلاعات به‌دست آمده از شاخص‌ها و بر اساس معادله شیوه محاسبه وزن نهایی صنایع که در پیش‌تر تشریح شده، امتیاز نهایی هر کدام از صنایع به‌دست آمده است. در مجموع صنعت «فعالیت‌های مرتبط با اوراق بهادار»، «تولید فلزات گرانبهای غیرآهن» و «مواد شیمیایی متنوع» به‌عنوان سه صنعت برتر کشور برای ورود بانک‌ها انتخاب شده است. سایر صنایع به ترتیب اولویت در جدول ۱۰ قابل مشاهده است.

از آنجا که جامعه آماری پژوهش صنایع فعال در بورس اوراق و بهادار بوده است، در جدول زیر شرکت‌های مطرح در سه صنعت فوق قابل مشاهده است.

جدول ۱۰. اسامی مهمترین شرکت های فعال بورسی در هر صنعت

ردیف	صنعت	مهم‌ترین شرکت‌های فعال	
۱	فعالیت‌های مرتبط با اوراق بهادار	• سپرده‌گذاری مرکزی و تسویه وجوه (سپرده) • نهادهای مالی بورس انرژی (انرژی ۱) • فعالان بورس انرژی (انرژی ۲) • سایر اشخاص بورس انرژی (انرژی ۳) • بورس اوراق بهادار تهران (بورس) • بورس کالای ایران (کالا) • فرابورس ایران (فرابورس)	• تأمین سرمایه نوین (تنوین) • تأمین سرمایه امین (امین) • تأمین سرمایه لوتوس پارسیان (لوتوس) • تأمین سرمایه امید (امید) • تأمین سرمایه ملت (تملت) • تأمین سرمایه دماوند (تماوند) • تأمین سرمایه سپهر (تأمین سپهر) • و ...
۲	تولید فلزات	• ملی صنایع مس ایران (فملی)	• نود آلومینیم (فنوال)

ردیف	صنعت	مهم‌ترین شرکت‌های فعال	
	گران‌بهای غیرآهنی	• آلومینیم ایران (فایرا) • کالسیمین (فاسمین) • مس شهید باهنر (فباهنر) • ملی سرب و روی ایران (فسرب) • صنعت روی زنگان (زنگان) • ذوب روی اصفهان (فروی)	• آلومتک (فالوم) • رزین معدن آسیا (فزرین) • معدنی کیمیای زنجان گستران (کیمیا) • فرآوری مواد معدنی ایران (فرآوا) • و ...
۳	مواد شیمیایی متنوع	• پتروشیمی مارون (مارون) • پتروشیمی پارس (پارس) • پتروشیمی جم (جم) • پتروشیمی نوری (نوری) • پتروشیمی زاگرس (زاگرس) • پلیمر آریا ساسول (آریا) • پتروشیمی تندگویان (شگویا) • پتروشیمی خارک (شخارک) • صنایع شیمیایی ایران (شیران) • پتروشیمی اصفهان (شصفها) • کلر پارس (کلر) • صنایع کشاورزی و کود زنجان (زنجان) • صنایع شیمیایی فارس (شفارس)	• پتروشیمی فناوران (شفن) • پتروشیمی شازند (شاراک) • پتروشیمی امیرکبیر (شکبیر) • پلی پروپیلن جم – جم پیلن (جم پیلن) • صنایع پتروشیمی تخت جمشید (شجم) • معدنی املاح ایران (شاملا) • پتروشیمی غدیر (شغدیر) • پتروشیمی آبادان (شپترو) • تولیدات پتروشیمی قائد بصیر (شبصیر) • نیرو کلر (شکلر) • کربن ایران (شکربن) • پتروشیمی فارابی (شفارا) • و ....

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۱. جدول نهایی امتیازها و رتبه‌بندی صنایع فعال کشور از دیدگاه نظام بانکی کشور

ردیف	صنایع	اندازه بازار	سودآوری	رشد بازار	ریسک سرمایه‌گذاری	فروش	امتیاز نهایی	رتبه
۱	فعالیتهای مرتبط با نفت، گاز و پتروشیمی	۰.۰۱۹	۰.۰۹	۰.۵۹	۱۲.۶۹	۰.۰۰۵	۲.۳۱	۱
۲	تولید فلزات گرانبهای غیرآهن	۰.۰۰۴۲	۰.۰۷	۱.۰۴	۴.۴۸	۰.۰۳۸	۰.۹۷	۲
۳	مواد شیمیایی متفرقه	۰.۰۹۱	۰.۱۱	۰.۸۶	۳.۸۸	۰.۱۲۹	۰.۸۸	۳
۴	تجهیزات مخابراتی	۰.۰۰۱	۰.۸۱	۰.۱۷	۱.۷۰	۰.۰۰۰	۰.۵٪	٤
۵	هتل و رستوران	۰.۰۰۰	۰.۰۸	۰.۰۵	۲.۹۵	۰.۰۰۱	۰.۵۵	۵
۶	فرآورده های نفتی	۰.۰۶۱	۰.۰۶	۰.۳۳	۲.۱٤	۰.۳۵۹	۰.۵٤	٦
۷	کاغذ های غیری	۰.۰۰۶۳	۰.۰۸	۰.۳۶	۱.۲۷	۰.۰۳۹	۰.٤٦	۷
۸	نرم افزار و خدمات	۰.۰۱۷	۰.۰۸	۰.۷۱	۱.۸۷	۰.۰۱۷	۰.٤٦	۸
۹	زغال سنگ	۰.۰۰۱	۰.۰۶	۰.۸۶	۱.۶۲	۰.۰۰۰	۰.٤۲	۹
۱۰	سایر محصولات کاغذی غیرهادی	۰.۰۰۶	۰.۰۶	۱.۳۱	۱.۰۸	۰.۰۰۳	۰.۳۹	۱۰
۱۱	سخافرات	۰.۰۳۶	۰.۰۸	۱.۱۱	۱.۰۸	۰.۰۳۰	۰.۳۸	۱۱
۱۲	بنادر و کشتیرانی	۰.۰۰۲	۰.۰۵	۰.۱۸	۱.۷۸	۰.۰۰۲	۰.۳۵	۱۲
۱۳	تولید کود و ترکیبات نیتروژن	۰.۰۱۸	۰.۳۳	۰.۳۳	۰.۹۹	۰.۰۱۵	۰.۳۲	۱۳
۱۴	حمل و نقل از طریق خطوط راه آهن	۰.۰۰۳	۰.۰٤	۰.۲۸	۱.٤۲	۰.۰۰۲	۰.۳۰	۱٤
۱۵	آهن و فولاد	۰.۰۹۱	۰.۰۵	۱.۰۳	۰.۵۱	۰.۱۲۳	۰.۳۰	۱۵
۱۶	عطاری	۰.۰۰۲	۰.۰٤	۱.۲۱	۰.۵٤	۰.۰۰٤	۰.۲۸	۱٦
۱۷	محصولات پاک کننده	۰.۰۰۹	۰.۰۹	۱.۰۵	۰.۵۷	۰.۰۰۷	۰.۲۸	۱۷
۱۸	شیرینیجات	۰.۰۰۵	۰.۰۵	۰.۶۰	۰.۸۹	۰.۰۰٤	۰.۲۶	۱۸
۱۹	خدمات رفاهی-درمانی	۰.۰۱۲	۰.۰٤	۰.٤۱	۰.۸۳	۰.۰۰٤	۰.۲۲	۱۹
۲۰	خرده فروشی بامستثنای وسایل نقلیه موتوری	۰.۰۰۵	۰.۰٤	۱.۰٤	۰.۲۵	۰.۰۱۳	۰.۲۱	۲۰
۲۱	ساخت افزار و تجهیزات	۰.۰۰٤	۰.۰۵	۰.۷۱	۰.۵۰	۰.۰۰۰	۰.۲۰	۲۱
۲۲	سایر محصولات غذایی	۰.۰۰٤	۰.۰۵	۰.۶۰	۰.۵۷	۰.۰۰۳	۰.۲۰	۲۲
۲۳	شکر	۰.۰۰۵	۰.۰۵	۰.۶۰	۰.۵۸	۰.۰۰٤	۰.۱۹	۲۳
۲۴	محصولات کشاورزی	۰.۰۱۱	۰.۰٤	۰.۵۳	۰.۳۶	۰.۰۱٤	۰.۱۵	۲٤
۲۵	محصولات لبنی	۰.۰۰٤	۰.۰۲	۰.۶۰	۰.۳۱	۰.۰۰۵	۰.۱۵	۲۵
۲۶	محصولات کاغذی	۰.۰۰۲	۰.۰۶	۰.۲۶	۰.۵۱	۰.۰۰۱	۰.۱٤	۲٦
۲۷	لاستیک و پلاستیک	۰.۰۰۵	۰.۰٤	۰.۳۶	۰.۴۳	۰.۰۰۷	۰.۱٤	۲۷
۲۸	چوب	۰.۰۰۰	-۰.۱۱	۰.۷۳	۰.۳٤	۰.۰۰۰	۰.۱۳	۲۸
۲۹	فعالیت مهندسی	۰.۰۱۷	۰.۰۳	۰.۵۸	۰.۳۶	۰.۰۰۹	۰.۱۳	۲۹
۳۰	تجهیزات صنعتی	۰.۰۰۲	۰.۰۱	۰.۷۱	۰.۱۱	۰.۰۰۱	۰.۱۲	۳۰
۳۱	ماشین آلات	۰.۰۰۳	۰.۰۳	۰.۱۷	۰.۴۸	۰.۰۰۳	۰.۱۲	۳۱
۳۲	محصولات غذایی	۰.۰۰۵	۰.۰۲	۰.۳۱	۰.۳۳	۰.۰۰۱	۰.۱۱	۳۲
۳۳	قطعات خودرو	۰.۰۰۹	۰.۰۱	۰.۳۹	۰.۳۶	۰.۰۰۹	۰.۱۱	۳۳
۳۴	پیشخکاری صنعتی	۰.۰۰۰	۰.۰۲	۰.۵۸	۰.۱٤	۰.۰۰۳	۰.۱۰	۳٤
۳۵	ماشین آلات الکتریکی	۰.۰۰۷	۰.۰۶	۰.۰٤	۰.۳۷	۰.۰۰٤	۰.۰۹	۳۵
۳۶	وسایل خانگی	۰.۰۰۱	۰.۰۲	۰.۳۱	۰.۱۵	۰.۰۰۳	۰.۰۸	۳٦
۳۷	ساعی	۰.۰۰۰	۰.۰۳	۰.۲۵	۰.۲۰	۰.۰۰۰	۰.۰۸	۳۷
۳۸	دارویی	۰.۰۲٤	۰.۰۶	-۰.۰۱	۰.۳۱	۰.۰۱٤	۰.۰۸	۳۸
۳۹	وسایل تغذیه گیری غیر از کنترل صنعتی	۰.۰۰۰	۰.۱۱	۰.۰۳	۰.۳۱	۰.۰۰۰	۰.۰۷	۳۹
۴۰	سیمان، آهک و گچ	۰.۰۱۵	۰.۰۳	۰.۰۰	۰.۳۱	۰.۰۰۹	۰.۰۷	٤۰
۴۱	شیشه سازی، املاک و مستغلات	۰.۰۰۷	۰.۰۲	۰.۰۵	۰.۲۷	۰.۰۰۳	۰.۰۶	٤۱
۴۲	حمل و نقل بار زمینی	۰.۰۰۱	-۰.۰۵	۰.۱۷	۰.۲۰	۰.۰۰۱	۰.۰۵	٤۲
۴۳	کاشی و سرامیک	۰.۰۰۲	۰.۰۳	-۰.۲۰	۰.۳۱	۰.۰۰۱	۰.۰۳	٤۳
۴۴	نوشابه‌ای	۰.۰۰۱	۰.۰۳	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۱	٤٤
۴۵	خودرو	۰.۰۲٤	-۰.۳۹	۰.۳۵	۰.۱۰	۰.۰۶۸	-۰.۰۳	٤۵

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد، به ترتیب پنج شاخص سودآوری، فروش، ریسک، رشد و اندازه بازار به‌عنوان مهم‌ترین شاخص‌ها برای ارزیابی اولویت‌بندی صنایع از منظر نظام بانکی مورد توجه قرار گرفته است. تفاوت یافته‌های این بخش با پژوهش‌های پیشین در اولویت بالای شاخص سودآوری و اضافه شدن شاخص فروش به مدل اولویت‌بندی صنایع می‌باشد.

با توجه به هدف اصلی پژوهش، صنایع «فعالیت‌های مرتبط با اوراق بهادار»، «تولید فلزات گران‌بهای غیرآهن»، «مواد شیمیایی متنوع»، «تجهیزات مخابراتی»، «هتل و رستوران»، «فرآورده‌های نفتی»، «کانی‌های فلزی»، «نرم‌افزار و خدمات»، «زغال سنگ» و «سایر محصولات کانی غیرفلزی»، به‌عنوان ده صنعت برتر شناسایی شده است که در مقایسه با پژوهش حسینی کشکوئیه و همکاران (۱۳۹۵) به‌جز مواد شیمیایی و فرآورده‌های نفتی تفاوت چشمگیری در نتایج نهایی قابل مشاهده می‌باشد. بخشی از این تفاوت ناشی از عملکرد صنایع طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ است و بخشی دیگر به تفاوت در انتخاب صنایع هدف، میزان اهمیت هر شاخص و روش انجام پژوهش برمی‌گردد.

توجه به یافته‌های این پژوهش می‌تواند دو بُعد تجهیز و تخصیص منابع بانک‌ها را کارآمدتر سازد؛ چرا که نگاهی چند بُعدی برای شناخت صنایع به کار رفته است. البته درک نیاز صنایع هدف در برقراری ارتباط مؤثر بسیار حائز اهمیت است. برای نمونه شرکت‌های مرتبط با اوراق بهادار و تأمین سرمایه، دارای منابع نقدی کافی هستند و عملاً طراحی محصولات سپرده‌ای مناسب می‌تواند جذابیت بیشتری برایشان نسبت به ابزارهای تخصیص منابع یا تسهیلاتی داشته باشد. از مزایای دیگر توجه به یافته‌های این پژوهش برای نظام بانکی، کاهش مطالبات غیرجاری است. صنایعی که وضعیت فعلی مناسبی دارند (سودآوری و فروش بالا به همراه ریسک سرمایه‌گذاری پایین) و در آینده نیز رو به رشد خواهند بود طبیعتاً ریسک عملیاتی کمتری داشته و دچار نکول غیرارادی نخواهند شد. در حقیقت در شاخص‌های این پژوهش علاوه بر وضعیت فعلی، وضعیت آتی صنایع نیز برای اولویت‌بندی لحاظ شده است و این آینده‌نگری می‌تواند قابلیت پیش‌بینی بانک‌ها را افزایش دهد.

ایجاد زیرساخت‌هایی به‌منظور روزآمدسازی اطلاعات مالی صنایع کشور به‌صورت سالانه و بهره‌گیری از سامانه‌های اطلاعاتی هوشمند برای رتبه‌بندی سیستمی، آماده‌سازی تیم تحقیقات بازار برای شناخت دقیق نیازهای صنایع هدف و روش‌مند کردن سازوکار بازاریابی و جذب این صنایع از دیگر پیشنهادهای کاربردی به نظام بانک است. امروزه ایجاد یک پایگاه داده برای ثبت داده‌های بازاریابی به‌عنوان یکی از موارد مهم در ایجاد و بهره‌گیری از سیستم داده‌های بازاریابی است. هم‌چنین، استراتژی بازاریابی هوشمند منبعی از اتاق فکر و یا چشمه‌ای از خلاقیت، نوآوری و دانش آفرینی است که می‌تواند یک نقش تکامل یافته مهمی را برای موفقیت سازمانی بازی کند (ابوالمعصوم و همکاران، ۱۳۹۹)

برای تحقیقات آتی نیز پیشنهاد می‌شود در سال‌های آینده با تغییر شرایط مالی صنایع کشور و تأثیرپذیری آن‌ها از پاندمی کووید-۱۹، رتبه‌بندی صنایع در یک بازه زمانی دیگر نیز مورد بررسی قرار گیرد. از سویی با اهمیت یافتن بانکداری نوین و مجازی، می‌توان شاخص‌هایی از جنس میزان تراکنش‌ها و فعالیت‌های بانکداری الکترونیک را نیز به شاخص‌های فعلی اضافه کرد تا به نتایج جامع‌تری دست یافت.

از جمله محدودیت‌های نظری این پژوهش می‌توان به عدم همخوانی و تطابق کامل دسته‌بندی صنایع از دیدگاه وزارت صمت و سازمان بورس و اوراق بهادار اشاره کرد. این ناهمخوانی منجر شده است تا داده‌های وزارت صمت به‌طور کامل به صنایع سازمان بورس منتقل نشود و داده‌ها به صنایع مشابه خود اختصاص داده شوند. اگر دسته‌بندی صنایع از سوی مقام‌های ناظر یکسان شود، موجب هم‌افزایی اطلاعاتی و تصمیم‌گیری بهتر خواهد شد. از جمله محدودیت عملی به‌کارگیری یافته‌های تحقیق در نظام بانکی نیز می‌توان، عوامل گوناگونی از جمله ایجاد رابطه عمیق بانک‌ها با صنایعی خاص و تغییر پرهزینه بازار هدف صنایع، تسهیلات و وام‌های تکلیفی و ملزم کردن بانک‌ها برای پرداخت اعتبارات به صنایعی خاص و طراحی بسته‌های مختلف تسهیلاتی - سپرده‌ای با توجه به وضعیت صنعت هدف، اشاره کرد.

منابع

۱. آذر، عادل و نجفی، محمد (۱۳۸۴). رتبه‌بندی مناطق بانک با استفاده از روش‌های MADM، دومین کنفرانس ملی مدیریت عملکرد، تهران.

https://civilica.com/doc/23857
۲. ابوالمعصوم، محمد، مشبکی اصفهانی، اصغر و نعامی، عبدالله (۱۳۹۹). ارائه مدل بازاریابی هوشمند در شرکت‌های سرمایه‌گذاری (مورد مطالعه: گسترش پایا صنعت سینا). تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۱۳، شماره ۱، ۲۷۸-۲۶۱.
۳. تفضلی، فریدون (۱۳۸۸). رتبه‌بندی صنایع در بخش تعاون با توجه به شاخص‌های توسعه محور تأثیرگذار بر افزایش سهم تعاون در اقتصاد کشور، فصلنامه تعاون، ۲۰(۲۱۰ و ۲۱۱: ۱۶-۱.
۴. پهلوانی، علی (۱۳۸۸). اولویت‌بندی سرمایه‌گذاری با استفاده از روش تصمیم‌گیری گروهی TOPSIS سلسله مراتبی در محیط فازی، نشریه مدیریت صنعتی، ۱(۲): ۳۵-۵۴.
۵. حسینی کشکوئیه، سید محمود، اسدی، غلامحسین، حمیدی زاده، محمدرضا و مقدسی، محمد (۱۳۹۵). طراحی الگوی ارزیابی جذابیت صنایع هدف و رتبه‌بندی صنایع از منظر نظام بانکی، چشم‌انداز مدیریت بازرگانی، ۲۷: ۴۹-۳۱.
۶. درخشان، شهرزاد و محمدی، پرستو (۱۳۹۴). اولویت‌بندی عوامل اثرگذار بر ارزیابی طرح‌های سرمایه‌گذاری خطرپذیر، نشریه مدیریت نوآوری، ۳(۴): ۱۵۲-۱۳۱.
۷. رئیس دانا، فریبرز، بهاری جوان، معصومه و آذری محبی، رضا (۱۳۸۲). رتبه‌بندی صنایع کشور با توجه به ظرفیت تجارت خارجی هر صنعت. پژوهشنامه اقتصادی، ۳(۲): ۱۱۲-۷۱.
۸. سلیمی فر، مصطفی و شیرزور، زهرا (۱۳۸۷). شناسایی و تحلیل مزیت‌های رتبه‌ای صنایع در استان خراسان، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، ۵ (۱): ۸۷-۶۵.
۹. صادقی شاهدانی، مهدی و موسوی برورودی، سید مهدی (۱۳۹۵). نقد ساختار صنعتی آسیب‌پذیر در ایران و اولویت‌بندی صنایع بر اساس اقتصاد مقاومتی. پژوهش‌نامه انتقادی متون و برنامه‌های علوم انسانی، ویژه‌نامه اقتصاد مقاومتی، سال هفدهم، ۴۴(۱): ۱۰۱-۸۳.
۱۰. صنایعی، علی و معلم، سپهر (۱۳۸۱). رتبه‌بندی فعالیت‌های صنعتی استان اصفهان در تولید و صادرات بخش‌های مختلف صنایع بر اساس مزیت‌های نسبی و رقابتی، پژوهشنامه بازرگانی، ۶(۲۳): ۷۲-۳۷.

۱۱. قدسی پور، حسن (۱۳۸۹). مباحثی در تصمیم‌گیری چند متغیره، فرایند تحلیل سلسله‌مراتبی (AHP)، انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر (پلی‌تکنیک تهران)
۱۲. محمدپور، احمد (۱۳۹۲). روش تحقیق کیفی ضد روش ۱، تهران: نشر جامعه‌شناسان، چاپ دوم، ص ۱۸۱.
۱۳. نوری، سید هدایت الله؛ بیک محمدی، حسن؛ تقدیسی، احمد و شفیعی، پروین (۱۳۸۹). اولویت‌بندی صنایع کوچک و کارگاهی مناطق روستایی شهرستان اردستان با روش دلفی، فصلنامه روستا و توسعه، ۱۳(۲): ۶۱-۷۹.
۱۴. واکر، اورویل؛ دابلیو.بوید، هاپر؛ مالینز، جان و کلود لرش، ژان (۱۳۹۴). (استراتژی بازاریابی با رویکرد تصمیم محور). ترجمه سیدمحمد اعرابی و داود ایزدی، چاپ ششم، تهران: دفتر پژوهش‌های فرهنگی، ۲۰۱-۱۹۹.
۱۵. هوشمند، محمود و خدادوست حسین (۱۳۸۷). رتبه‌بندی صنایع فهرست شده در بورس و اوراق بهادار تهران بر اساس میزان برخورداری از شاخص‌های مطلوب. مجله دانش و توسعه، ۱۸(۲۴): ۲۱۰-۱۹۰.

16. Albadvi, A., Chaharsooghi, S. K., & Esfahanipour, A. (2006). Decision making in stock trading: An application of PROMETHEE. *European Journal of Operational Research*, *177* (2). 673–683. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2005.11.022
17. Azeem, M., Ahmed, M., Haider, S., & Sajjad, M. (2021). Expanding competitive advantage through organizational culture, knowledge sharing and organizational innovation. *Technology in Society*, *66*: 1–10. https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2021.101635
18. Barbieri, E., Di Tommaso, M. R., Tassinari, M., & Marozzi, M. (2018). Selective industrial policies in China: investigating the choice of pillar industries. *International Journal of Emerging Markets*, *16* (2): 264–282. https://doi.org/10.1108/IJOEM-02-2018-0105
19. Chhimwa, B., Bapat, V., & Gaurav, S. (2021). Investors' preferences and the factors affecting investment in the Indian stock market: an industry view. *Managerial Finance*, 47(5): 723–744. https://doi.org/https://doi.org/10.1108/MF-12-2019-0603
20. Claessens, S., Djankov, S. D., & Klingebiel, D. (2005). Stock Markets in Transition Economies. *SSRN Electronic Journal*, *5*, 1–32. https://doi.org/10.2139/ssrn.240703
21. Díaz, B., Moniche, L., & Morillas, A. (2006). A fuzzy clustering approach to the key sectors of the Spanish economy. *Economic Systems Research*, *18* (3): 299–318. https://doi.org/10.1080/09535310600844375

22. Farhan, H., Tolouei-Rad, M., & Osseiran, A. (2016). Use of AHP in decision-making for machine tool configurations. *Journal of Manufacturing Technology Management*, *27* (6): 1–28. https://doi.org/https://doi.org/10.1108/JMTM-02-2016-0028
23. Goyal, P., Rahman, Z., & Ahmad Kazmi, A. (2015). Identification and prioritization of corporate sustainability practices using analytical hierarchy process. *Journal of Modelling in Management*, 10 (1): 1–33. https://doi.org/https://doi.org/10.1108/JM2-09-2012-0030
24. Hirschman, A. O., & Lindblom, C. E. (1962). Economic development, research and development, policy making: Some converging views. *Behavioral Science*, *7* (2): 211–222. https://doi.org/10.1002/bs.3830070206
25. Mishra, V., & Singh, V. (2015). Selection of appropriate electronic banking channel alternative : critical analysis using analytical hierarchy process. *International Journal of Bank Marketing*, *33* (3): 1–20. https://doi.org/https://doi.org/10.1108/IJBM-09-2013-0099
26. Mora Cortez, R., Højbjerg Clarke, A., & Freytag, P. V. (2021). B2B market segmentation: A systematic review and research agenda. *Journal of Business Research*, *126* (February 2020). 415–428. https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2020.12.070
27. Porter, M. E. (1998). Competitive strategy: Techniques for analysing industries and competitors. In *Industrial Marketing Management* (Vol. 11, Issue 4). Free Press. https://doi.org/10.1016/0019-8501 (82)90025-6
28. Saaty, T., & Vargas, L. (2012). *Models, Methods, Concepts & Applications of the Analytic Hierarchy Process* (Second Edi). Springer US. https://doi.org/10.1007/978-1-4614-3597-6
29. Saaty, T. L. (2008). Decision making with the Analytic Hierarchy Process. *INTERNATIONAL JOURNAL OF SERVICES SCIENCES*, *1* (1). 82–98. https://doi.org/10.1504/ijssci.2008.017590
30. Shah, S. A., Azhar, S. M., & Bhutto, N. A. (2020). Halal marketing: a marketing strategy perspective. *Journal of Islamic Marketing*, *11* (6). 1641–1655. https://doi.org/10.1108/JIMA-11-2018-0211
31. Simkin, L. (2008). Achieving market segmentation from B2B sectorisation. *Journal of Business and Industrial Marketing*, 23 (7). 464–474. https://doi.org/10.1108/08858620810901220

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰/ ص ۱۱۰-۸۷

ارزیابی تأثیر سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی ایران بر نرخ تورم کاربرد مدل MGARCH-BEEK *

DOI: 10.22059/JTE.2021.317962.1008423

عبد الامیر کاظمی‌زاده[۱]، داریوش حسنوند**[۲]، سید پرویز جلیلی کامجو[۳]، فرهاد ترحمی[۴]

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی، الیگودرز، am.kazemizadeh@gmail.com

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، مدرس گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی ، واحد الیگودرز، الیگودرز، hassanvand.d@lu.ac.ir

۳. استادیار علوم انسانی، گروه اقتصاد دانشگاه آیت ا... العظمی بروجردی، parviz.jalili@abru.ac.ir

۴. استادیار، علوم اقتصادی، دانشگاه الزهرا، f.tarahomi@alzahra.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۲۴

چکیده

بررسی روند تورم در ایران نشان می‌دهد این متغیر نوسانات پر افت‌وخیزی داشته است. بی‌ثباتی تورم بسیاری از متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تورم و بی‌ثباتی مرتبط با آن از متغیرهای اقتصادی مختلفی و ازجمله رفتار بانک مرکزی که قسمتی از آن ناشی از تغییر اجزای پایه پولی است، تأثیر می‌پذیرد. ازاین‌رو، هدف این مقاله بررسی سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نوسانات نرخ تورم در اقتصاد ایران در طول دوره زمانی ۱۳۵۲:۱ تا ۱۳۹۵:۴ با استفاده از الگوی MGARCH-BEEK است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که شوک‌ها و نوسانات دوره قبل نرخ تورم، تأثیر مستقیم و معنادار بر نوسانات نرخ تورم دوره جاری دارد. همچنین تأثیر شوک‌های دوره قبل ذخایر ارزی بانک مرکزی، بر نوسانات دوره جاری ذخایر ارزی بانک مرکزی مستقیم است. اما شوک‌های دوره قبل نرخ تورم بر نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی تأثیری ندارد. افزون بر این نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های دوره قبل ذخایر ارزی بانک مرکزی تأثیر معنادار و مستقیم بر نوسانات نرخ تورم دارد، بدین معنی که سرریز نوسانات ذخایر ارزی بر نرخ تورم در اقتصاد ایران روی‌داده است و شوک‌های ناشی از ذخایر ارزی منجر به نا اطمینانی و تلاطم نرخ تورم می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C32، E31، E52، E58، F3

واژه‌های کلیدی: پایه پولی، ذخایر ارزی، عرضه پول، نقدینگی، MGARCH-BEEK

---

*. این مقاله از رساله دکتری عبدالامیر کاظمی‌زاده دانشجوی دانشگاه آزاد اسلامی واحد الیگودرز استخراج شده است.

**. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۶۶۳۱۸۶۰۱

۱- مقدمه

در چند دهه‌ی اخیر تورم و نوسانات آن‌یکی از مشکلات اصلی اقتصاد ایران بوده است. افزون بر این تورم تاریخی و وجود همواره، آن، سبب نوسان شدید نرخ تورم در سال‌های مختلف مشاهده شده است. در حقیقت، نوسانات نرخ تورم سبب تغییرات سطح مصرف و رفاه جامعه می‌باشد و برای برنامه‌ریزان و متولیان سیاست‌گذاری کشور بسیار با اهمیت است، ازاین‌رو، کنترل و کاهش نوسانات نرخ تورم نیازمند شناخت دقیق و درست از علل نوسانات و بی‌ثباتی نرخ تورم می‌باشد.

در ادبیات اقتصادی در مورد بی‌ثباتی تورم و عوامل ایجادکننده آن نظریه‌های مختلفی مطرح می‌باشد، که هرکدام از این نظریه‌ها علل تورم را مطابق با دیدگاه خود بیان می‌دارند، اما در تمام این نظریه‌ها، همبستگی بلندمدت قوی میان رشد پول و پیش‌بینی تورم بیان می‌شود. یک اعتقاد این است که رشد پیوسته و بالای حجم پول در اقتصاد، موجب افزایش تورم و به‌دنبال آن اختلال در نظام تخصیص قیمت‌ها و برهم خوردن توزیع درآمد در جامعه می‌شود (کاکویی و نقدی، ۱۳۹۳). از سوی دیگر، بی‌ثباتی و نوسانات تورم نیز موجب خدشه‌دار شدن اعتبار سیاست‌گذاران کلان اقتصادی به‌ویژه بانک مرکزی می‌شود و تداوم آن موارد حاد بی‌ثباتی سیاسی و اقتصادی کشور را به وجود می‌آورد (فرخی بالاجاده و همکاران، ۱۳۹۸). بر این اساس، کنترل حجم پول یکی از روش‌های اصلی سیاست‌های پولی بانک مرکزی به‌منظور کنترل تورم شناخته شده است، چراکه حجم پول از طریق پایه پول و ضریب فزاینده، تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

ازآنجاکه درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام از اصلی‌ترین منابع درآمدهای ارزی ایران می‌باشد، شوک‌های ناشی از درآمدهای نفتی و قیمت نفت، درآمدهای ارزی و ذخایر ارزی در ایران را دچار تغییر می‌کند. در حقیقت درآمدهای حاصل از فروش نفت به اقتصاد داخلی تزریق می‌شود که در کوتاه‌مدت منجر به افزایش هزینه‌های جاری و عمرانی دولت، مصرف و سرمایه‌گذاری شده و منجر به رونق اقتصادی می‌شود. افزایش درآمدهای ارزی و تزریق آن به اقتصاد که زیرساخت‌های لازم برای جذب نقدینگی حاصل از آن را ندارد، تورم پرشتابی را به وجود می‌آورد (طیبی و همکاران، ۱۳۹۳). همچنین، در ایران تحریک تقاضای کل جامعه که از طریق افزایش حجم نقدینگی

حاصل از فروش نفت خام و رشد خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و رشد پایه پولی ایجاد می‌شود، از دلایل انکارناپذیر تورم می‌باشد (جهانی‌راینی و همکاران، ۱۳۹۱).

به‌طورکلی می‌توان گفت نوسانات نرخ ارز یا ناشی از نوسانات دارایی خارجی بانک مرکزی و یا ناشی از ذخایر ارزی بانک مرکزی بوده است، همچنین نوسانات دارایی‌های خارجی بانک مرکزی ناشی از نوسانات ارزی نیست بلکه ناشی از تبدیل دلارهای نفتی دولت به ریال توسط بانک مرکزی بر اساس الزام قانون بودجه سالانه ناشی شده ازاین‌رو بحث نوسانات دارایی‌های خارجی بانک مرکزی خارج از کنترل بوده و عملاً برون‌زا است، بنابراین در این پژوهش نوسانات نرخ ارز ناشی از ذخایر ارزی بانک مرکزی مدنظر می‌باشد.

نتایج مطالعات تاکنون انجام گرفته، حاکی از مؤثر بودن متغیرهای کلان اقتصادی از جمله ذخایر ارزی، بر نرخ تورم است. تحقیق حاضر بیشتر بر سرریز ذخایر ارزی روی بی‌ثباتی و نوسانات نرخ تورم ایران تمرکز دارد، به این معنی که آثار مخرب بی‌ثباتی نرخ تورم از خود نرخ تورم بیشتر است و این امر ضرورت و اهمیت بررسی این امر را بیشتر بیان می‌کند.همچنین تحقیق حاضر از نظر روش اقتصادسنجی که موضوع را با روش MGARCH-BEKK بررسی می‌کند، از جنبه‌های نوآوری تحقیق حاضر به‌شمار می‌رود.

بنابراین این تحقیق به دنبال این مسئله می‌باشد که نوسانات و شوک‌های متقابل بین نوسانات نرخ تورم و ذخایر ارزی چگونه می‌باشد و آیا سرریز نوسانات و تلاطمات ذخایر ارزی بر نوسانات نرخ تورم اتفاق می‌افتد؟

۲- مبانی نظری

۲-۱- مفهوم تورم

تورم، وضعیتی را نشان می‌دهد که سطح عمومی قیمت‌ها به‌طور مستمر در طول زمان افزایش می‌یابد. (مهرآرا و قبادزاده، ۱۳۹۵).

۲-۲- نظریه پولی تورم

نظریه مقداری پول: اقتصاددانان کلاسیک برای اولین بار نظریه پولی تورم را مطرح کرده و بر این باور بوده‌اند که عوامل پولی قادر به تبیین کامل تورم می‌باشند. نظریه آن‌ها در ادبیات اقتصادی به نظریه مقداری پول معروف می‌باشد. فیشر از طریق معادله

مبادله[1]، به تبیین پولی تورم و مارشال از دیدگاه مکتب کمبریج به نظریه مقداری پول پرداخته است.

روش موجودی نقدی کمبریج: این روش شکل دیگری از نظریه مقداری پول می‌باشد و توسط اقتصاددانان دانشگاه کمبریج فرمول‌بندی شده است.

نظریه پولی پول‌گرایان: فریدمن (۱۹۷۰)، تفسیر خودش از نظریه مقداری پول را به‌صورت نظریه تقاضای پول بیان کرد. او بر این عقیده بوده است که با افزایش عرضه پول، ابتدا تقاضا برای تراز حقیقی پول ثابت مانده و نرخ بازدهی آن از دیگر دارایی‌های کمتر می‌شود. لذا افراد برای تعدیل سبد دارایی خود، دارایی‌های با نرخ بازدهی بالاتر را خریداری و سعی می‌کنند تراز اسمی خود را کاهش دهند.

نظریه تورمی فشار تقاضای کینز: بر اساس این نظریه، تورم به دلیل افزایش تقاضای کل نسبت به عرضه کل در شرایط اشتغال کامل اتفاق می‌افتد (تفضلی، ۱۳۷۹).

نظریه تورمی فشار هزینه: طبق این نظریه افزایش دستمزدها به نسبتی بیشتر از افزایش بهره‌وری نیروی کار، سبب بروز تورم می‌شود و در بخش‌هایی که چنین وضعیتی اتفاق می‌افتد، هزینه‌های تولید افزایش‌یافته و لذا بنگاه‌ها ناگزیر هستند برای حفظ حاشیه سود خود، قیمت محصولاتشان را افزایش دهند. (عطرکار روشن و قرهی، ۱۳۹۱).

نظریه ساختاری تورم: بر اساس این نظریه، ریشه‌های بنیانی تورم در ساختار اقتصادی جامعه نهفته می‌باشد. (عطرکار روشن و قرهی، ۱۳۹۱).

۲-۳- مروری بر روند تورم، پایه پولی و نرخ ارز

یکی از مباحث عمده اقتصاد، اثر نوسانات مختلف نرخ ارز بر شاخص قیمت‌ها و تورم می‌باشد. از آنجا که قیمت‌های داخلی با نرخ ارز تعدیل می‌شوند، این مسئله که آیا نوسانات نرخ ارز در کشورمان تورم‌زا می‌باشد یا خیر، مطرح می‌گردد. نوسانات غیرعادی نرخ ارز موجب کاهش نسبی قدرت خرید در قیاس با موازنه‌های بین‌المللی می‌شود. همچنین این امکان وجود دارد که بین نرخ ارز و تورم یک رابطه علی و معلولی وجود داشته باشد، یعنی با افزایش نرخ ارز و قیمت کالاهای وارداتی، تورم ایجاد شده و خود این تورم موجب افزایش دوباره در نرخ ارز شود، بنابراین به‌دلیل ترس از اثرگذاری نرخ

1. Transaction Equation

ارز بر تورم، تمایل عمومی در جهت ثابت نگهداشتن این نرخ می‌باشد. در حقیقت اهمیت نرخ ارز به دلیل نسبی بودن آن، به‌عنوان قیمت می‌باشد. یعنی نرخ ارز قیمت نسبی پول خارجی به پول داخلی است و بنابراین افزایش آن موجب ارزان شدن کالاهای صادراتی و گرانی کالاهای وارداتی می‌شود و بالعکس (توکلی و همکاران، ۱۳۹۴).

تغییرات نرخ ارز نتایجی را نشان می‌دهد که دقیقاً در نقطه مقابل نتایج حاصل از تغییرات قیمت جهانی است که با افزایش قیمت‌های داخلی و کاهش نرخ ارز، می‌تواند از افزایش قیمت‌های جهانی ناشی شود. کاهش ارزش پول داخلی و کاهش آن می‌تواند سطح قیمت‌های داخلی یک کشور کوچک را افزایش و سطح محصول آنها را کاهش دهد. در مقابل، افزایش ارزش پول داخلی نتیجه عکس درپی خواهد داشت. مزیت نسبی سیاست مالی در تأثیری گذاری آن بر تولید داخلی مشخص می‌شود و سیاست پولی نیز در زمینه تغییر دادن نرخ ارز دارای مزیت نسبی است. در مورد کشورهای کوچک، این نتایج به ما گوشزد می‌کند که وقتی سطح قیمت‌ها و نرخ تورم هدف سیاست‌گذاران باشد باید سیاست پولی را اعمال کرد و وقتی‌که هدف، میزان محصول منظور باشد، باید سیاست مالی اجرا شود (فرزین و اصغر پور، ۱۳۸۶).

- پایه پولی و ارتباط آن با تورم

پایه پولی یا پول پرقدرت که بر اساس ترازنامه بانک مرکزی تهیه می‌شود یکی از متغیرهای بسیار مهم پولی است. پایه پولی برابر است با مجموع اسکناس و مسکوک در جریان (اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی) و سپرده‌های بانک‌ها نزد بانک مرکزی (سپرده‌های دیداری بانک‌ها نزد بانک مرکزی+ سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی) بنابراین:

(E) ذخایر اضافی + (R) سپرده‌های ذخایر قانونی + (C) اسکناس و مسکوک در دست اشخاص =پایه پولی

$$M_0 = C + E + R \qquad (1)$$

بر اساس ترازنامه بانک مرکزی، پایه پول از دو روش مصارف و منابع محاسبه می‌شود. بدیهی است که هر دو روش به نتایج یکسانی منجر می‌شوند (آلودری و همکاران، ۱۳۹۵). مصارف پایه پولی شامل سه بخش، اسکناس و مسکوک در دست مردم، اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و سپرده‌های قانونی و ذخایر آزاد بانک‌ها نزد بانک مرکزی است. منابع پایه پولی شامل خالص دارایی‌های خارجی، خالص بدهی‌های

بخش دولتی، خالص بدهی‌های بانک‌ها به بانک مرکزی و خالص سایر دارایی‌های بانک مرکزی می‌باشد (حسن‌زاده و مجتهد، ۱۳۸۸). ازآنجاکه تغییر هرکدام از اجزای مصارف و یا منابع، پایه پولی را دچار تغییر می‌کند و به دنبال آن از طریق ضریب فزاینده بر حجم پول تأثیرگذار می‌باشد، به دنبال آن تغییر حجم پول نیز از طریق رابطه مبادله نظریه مقداری پول، منجر به تغییر سطح قیمت‌ها می‌شود (میشکین، ۱۳۸۸). در حقیقت نوسانات هرکدام از عناصر پایه پولی منجر به بروز نوساناتی در حجم پول و سطح قیمت‌ها می‌گردد. بر این اساس در ادامه به بررسی چگونگی تأثیر ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم، پرداخته می‌شود.

- ذخایر ارزی و اهمیت آن

اینکه به چه میزان تغییرات نرخ ارز منجر به تغییر شاخص قیمت‌ها می‌شود، همواره یکی از موضوعات مورد علاقه اقتصاددانان بوده است. این علاقه‌مندی در دهه ۱۹۷۰ به‌واسطهٔ وجود تورم فزاینده به همراه به‌کارگیری نظام‌های ارزی انعطاف‌پذیرتر در بسیاری از کشورها، به‌ویژه کشورهای توسعه یافته، پس از فروپاشی نظام ارزی برتون وودز بیشتر شد. درآن دوره وجود محیط بسیار تورمی موجب شد تا بسیاری از بانک‌های مرکزی در مورد اثرات بالقوه تغییرات ارزش پول‌های ملّی بر تورم نگران شوند؛ بیشتر نگرانی‌ها ارتباط با چرخه معیوبی بود که از تضعیف نرخ‌های ارز می‌توانست به وجود آید، به این صورت که تضعیف شدید ارزش پول ملّی می‌تواند منجر به تورم شده و انتظارات تورمی را افزایش می‌دهد (خوشبخت و اخباری، ۱۳۸۶).

ذخایر ارزی به‌عنوان ابزاری در حوزه سیاست‌های پولی و ارزی (یکی از منابع پایه پولی) برای حمایت از پول ملی تلقی می‌شود. ذخایر ارزی می‌تواند در جهت ارتقای اعتبار بین‌المللی کشورها در بازارهای مالی خارجی و حفظ اعتماد و اطمینان در زمینه اعمال سیاست‌های پولی و ارزی آن‌ها تأثیر قابل‌ملاحظه‌ای داشته باشد. در حقیقت بانک مرکزی در ازای به‌دست آوردن آن مقدار ارز خارجی، معادل ریالی آن، پول داخلی را به بیرون انتشار می‌دهد. تغییرات مانده ذخایر ارزی در ترازنامه بانک مرکزی با توجه به نظام‌های ارزی متفاوت می‌باشد. مقدار ذخایر ارزی در نظام نرخ ارز ثابت به‌صورت درون زا بوده و با تغییر کسری و یا مازاد تراز تجاری یا تراز پرداخت‌ها به‌صورت درون‌زا تغییر می‌کند و پایه پولی را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد، اما در نظام نرخ ارز شناور، ذخایر ارزی حالت برون‌زا و تثبیت‌شده دارد (برزانی و همکاران، ۱۳۹۳).

- ارتباط ذخایر ارزی و نرخ تورم

با توجه به اهمیت موضوع نرخ ارز و ساز و کار انتقال آن به سطح عمومی قیمت‌ها و شاخص قیمت‌ها، توجه و تمرکز بیشتری بر ساز و کار انتقال نوسانات نرخ ارز به شاخص قیمت‌ها صورت می‌گیرد. در ارتباط با نحوهٔ انتقال تغییرات نرخ ارز به شاخص قیمت‌ها، قابل ذکر است که اولین بار دورنبوش (۱۹۸۷)، به‌طور دقیق و با استفاده از مدل به این موضوع پرداخته است؛ به عبارتی مطالعه دورنبوش بنیان گذار سایر مطالعات دربارهٔ نحوه انتقال نوسانات نرخ ارز بر قیمت‌ها بوده است. وی در مطالعه خود رابطهٔ نرخ ارز و قیمت‌های داخلی را بر حسب میزان تمرکز بازار، میزان واردات، جانشینی واردات و تولیدات داخلی مورد بررسی قرار داده است.

تحلیل و بررسی ماندگاری تورم جهت تصمیم سازی و سیاست‌گذاری مناسب بسیار با اهمیت است. تورم، یکی از معضل‌های مهم اقتصادی ایران در سه دهه گذشته می‌باشد. ارزیابی آمار نرخ تورم بر مبنای شاخص کالاها و خدمات مصرفی طی ۳۴ سال گذشته نشان می‌دهد در بیشتر سال‌ها کشور با تورم دو رقمی مواجه بوده است. امروزه پویایی تورم و رفتار این متغیر در بسیاری از مطالعات اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است و در این حوزه مطالعه ماندگاری تورم از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد. (درگاهی و شربت اوغلی، ۱۳۸۹). از آنجا که نرخ ارز عاملی است که اقتصاد داخلی را با جهان خارج متصل می‌کند، هر کشوری در جستجوی تعیین نرخ ارز تعادلی یا هدایت نرخ ارز به سطح مطلوب آن، طبق اهداف پیش‌بینی شده، می‌باشد. در این رابطه یک دیدگاه مشهور اقتصاد بین‌الملل بیان می‌کند انحراف نرخ ارز از مقدار تعادلی آن هزینه‌هایی برای اقتصاد داخلی ایجاد می‌کند (جانلیس و کوکوریتاکیس[1]، ۲۰۱۳). انحراف‌های نرخ ارز موجب ایجاد نوسان در سطح قیمت‌ها شده و هر چه نوسانات نرخ ارز بیشتر باشد، به دنبال آن نوسان‌های سطح قیمت‌ها بیشتر می‌شود و نوسان سطح قیمت‌ها به نوبه خود هزینه‌هایی دارد؛ مانند آنکه ارزش اسمی پول ملی کاهش یافته و افراد به دنبال دارایی‌هایی خواهند بود که ارزش واقعی آن‌ها باثبات‌تر باشد (دی،[2] ۱۹۸۳). ادواردز (۱۹۸۸)، بیان می‌کند تنظیم نامناسب نرخ ارز می‌تواند منجر به کاهش کارایی، تخصیص نامناسب منابع اقتصادی، از دست‌دادن ذخایر بین‌المللی، تضعیف انگیزه‌های تولید در بخش‌های مختلف و عدم تعادل کلان اقتصادی گردد؛ که هر یک از

1. Giannellis and Koukouritakis
2. Dee

این نتایج به تنهایی می‌تواند برنامه‌های توسعه اقتصادی کشورها را دچار اختلال کند. بخشی از هزینه‌های انحرافات نرخ ارز را می‌توان به این صورت بیان کرد که قراردادن ارزش پولی در سطح بالاتر از مقدار تعادلی آن (بسته به کشش کالاها و سایر شرایط بازار) ممکن است منجر به کاهش رقابت در حوزه تجارت بین‌الملل شود، درحالی‌که نگه‌داشتن ارزش پول ملی در سطح پایین‌تر از مقدار تعادلی آن نیز به نوبه خود ممکن است منجر به ایجاد فشار تورمی شود (جانلیس و کوکوریتاکیس، ۲۰۱۳).

براساس گزارش صندوق بین‌المللی پول[1]، میزان ذخایر ارزی کشورهای منطقه خاورمیانه در سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۷ بیش از چهار برابر افزایش داشته و در پایان سال ۲۰۰۷ به بیش از ۷۹۰ میلیارد دلار رسیده که این رقم ۱۶۰ میلیارد دلار بیشتر از سال ۲۰۰۶ بوده است. ذخایر ارزی کشورهای صادر کننده نفت منطقه در پایان سال ۲۰۰۷ بیش از ۶۷۵ میلیارد دلار برآورده شده است. همچنین، ذخایر ارزی بانک‌های مرکزی جهان در پایان سه ماهه نخست ۲۰۱۳، با رشد ۶ درصدی نسبت به مدت مشابه سال قبل به ۱۱/۰۸ هزار میلیارد دلار رسید. بر اساس این گزارش، ذخایر ارزی کشورهای در حال توسعه حدود ۲ برابر کشورهای توسعه یافته است؛ درحالی‌که کشورهای توسعه یافته در پایان سه ماهه نخست سال ۲۰۱۳، ۳/۶۷۲ هزار میلیارد دلار ذخیره ارزی داشته‌اند، این رقم برای کشورهای در حال توسعه ۷/۴۱۵ هزار میلیارد دلار اعلام شده است. ذخایر ارزی کشورهای توسعه‌یافته در پایان سه ماهه نخست ۲۰۱۳ با رشد ۷ درصدی نسبت به مدت مشابه سال قبل مواجه شده و رشد ذخایر ارزی کشورهای در حال توسعه در این مدت ۶ درصد بوده است.

با توجه به آمارهای پیش گفته، تراکم کنونی ذخایر ارزی بانک‌های مرکزی یکی از مباحث مهم اقتصاد بین‌الملل است. به هر حال یکی از نتایج محتمل افزایش حجم ذخایر ارزی اثر آن بر سطح قیمت‌هاست. افزایش در ذخایر ارزی، پایه پولی[2] یا پول پر قدرت را به‌شرطی که کاملاً خنثی نشود، افزایش می‌دهد. افزایش پایه پولی از طریق عملکرد ضریب فزاینده پول به انبساط پولی منجر شده و در نهایت، رشد پول افزایش سطح عمومی قیمت‌ها با اندکی تأخیر را سبب می‌شود. این استدلال توسط هلر[3] در سال ۱۹۷۶ بیان و در سال ۱۹۷۹ توسط خان[4] تأیید شده است.

1. International Monetary Fund (IMF)
2. Money Base
3. Heller
4. Khan

یک استدلال دیگر نیز وجود دارد؛ سیاست پولی در نظام ارزی ثابت، ممکن است به دلیل کمبود ذخایر محدود شود. اگر تمام کشورها ذخایر بیشتری داشته باشند، ممکن است آن‌ها سیاست‌های انبساطی بیشتری را برگزینند[1]. از آن جا که در مقاله‌های اولیه به ارتباط میان ذخایر و تورم پرداخته نشده است؛ هر چند خطر انباشته شدن ذخایر برای سیاست‌های پولی شناخته شده باشد، یک مطالعه عمیق نظری و تجربی روی این موضوع لازم است. افزون بر این، پس از مطالعات هلر و خان، نظام مالی بین‌الملل به‌طور اساسی تغییر کرده و نتایج آنها از دوره نظام برتون وودز[2] در یک نظام مالی با نرخ ارز انعطاف‌پذیر و درجه بالایی از نقل و انتقال (تحرک) سرمایه[3] معتبر نیست، ازاین‌رو این مسئله که انباشت ذخایر چه تأثیری بر تورم دارد، نیاز به تجدید نظر دارد (کیم و رسیگنو[4]، ۲۰۱۷).

اهمیت این مسئله با توجه به پیامدهای تورمی ذخایر رو به افزایش و این موضوع که مطالعات تجربی اخیر در ارزیابی اندازه خنثی سازی[5] اثر تورمی ذخایر مغایرت دارند، بیشتر آشکار می‌شود، درحالی‌که آزینمن و گلیک[6] دریافته‌اند که اندازه خنثی‌سازی پس از بحران‌های مالی آسیا افزایش یافته است. رینهارت و رینهارت[7] نشان داده‌اند، انباشته شدن ذخایر کاملاً خنثی نشده است و انتظار می‌رود نرخ تورم در بسیاری از کشورهای نوظهور و در حال توسعه در آینده نزدیک افزایش یابد، ازاین‌رو بانک‌های مرکزی باید در سیاست‌های خنثی سازی خود تجدید نظر کنند؛ زیرا اهداف ثبات قیمت‌ها و ممانعت از بحران‌های ارزی از طریق انباشت ذخایر تنها می‌توانند در شرایطی در یک زمان قابل دستیابی باشند که اثرات بر پایه پولی خنثی شده باشد (میلانی، ۲۰۱۷).

۳- سابقه پژوهش

طیبی و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی اثرات ذخایر ارزی بر نرخ تورم در اقتصاد ایران در طول دوره ۱۳۹۲-۱۳۶۰، با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری پرداخته‌اند و نشان داده‌اند که تکانه‌های انباشت ذخایر ارزی تأثیر مستقیم و معنادار بر نرخ تورم و نرخ ارز در ایران دارد.

---

1. Steiner
2. Bretton Woods
3. Capital Mobility
4. Kim & Rescigno
5. Sterilization
6. Aizenman & Glick
7. Reinhart & Reinhart

برزانی و همکاران (۱۳۹۳)، به بررسی تأثیر ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم در کشورهای منتخب نفتی خاورمیانه در طول دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۲، با استفاده از روش کمترین مربعات جزئی[1] پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رشد ذخایر ارزی جهان، نرخ تورم جهانی را با وقفه دوساله به‌صورت معناداری افزایش می‌دهد. همچنین با افزایش نرخ ارز، ذخایر ارزی دلاری ثابت افزایش‌یافته و در این مواقع نرخ تورم، زمانی افزایش می‌یابد که اثر نرخ ارز قوی‌تر از اثر غیرمنتظره پولی باشد.

غفاری و نعیم‌پژوه (۱۳۹۱)، آثار تکانه‌های داخلی (رشد تولید و رشد نقدینگی) و خارجی (رشد نرخ ارز و رشد شاخص بهای کالاهای وارداتی) بر تورم ایران را با به‌کارگیری الگوی VAR طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۲ بررسی کرده و نشان داده‌اند که رابطه بین رشد تولید و تورم، منفی و رابطه بین رشد نقدینگی و رشد نرخ ارز و رشد شاخص بهای کالاها و خدمات وارداتی با تورم مثبت است، لذا افزایش نقدینگی اثری مثبت روی افزایش تورم بر جای می‌گذارد.

پونامارنکو[2] (۲۰۱۹)، به بررسی اثرات ذخایر خارجی بر ترکیب ترازنامه‌ای بانک‌های ۱۹ کشور منتخب نوظهور آسیایی که سیاست‌های نرخ بهره‌ای مستقل داشته و میخکوب ارزی نداشته‌اند، در دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۱، به‌صورت فصلی با استفاده از روش VAR پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که ذخایر پولی نسبت به ذخایر ارزی بانک مرکزی عکس‌العمل مثبت داشته است.

استینر[3] (۲۰۱۹)، به بررسی تأثیر انباشت ذخایر ارزی بر نرخ تورم در ۱۲۰ کشور منتخب جهان در دوره ۲۰۱۲-۱۹۷۰ با استفاده از روش VAR پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که انباشت ذخایر ارزی ممکن است منجر به افزایش نرخ تورم شود.

کاراس[4] (۲۰۱۷)، به بررسی رابطه تورم و بی‌ثباتی آن در آمریکا در طول دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۸۰۰، با استفاده از روش همبستگی پرداخته و نشان داده است که در آمریکا نرخ تورم و بی‌ثباتی آن همبستگی مستقیم باهم دارند، به‌خصوص زمانی که نرخ تورم از یک مقدار مشخص بالاتر باشد.

1. Partial Least Squares Methods (PLS)
2. Ponomarenko
3. Steiner
4. Karras

دراما[1] (۲۰۱۶)، به بررسی رابطه ذخایر ارزی و نرخ تورم در چهار کشور آفریقایی سنگال، غنا، نیجریه و Cote d'Ivore در طول دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۲، با استفاده از روش ARDL پرداخته و نشان داده است که رابطه بین نرخ تورم و ذخایر ارزی بانک مرکزی در این کشورها در بلندمدت مثبت می‌باشد.

چن و هوانگ[2] (۲۰۱۲)، به بررسی اثرات انتقالی ذخایر خارجی بر سطح قیمت‌ها در کشور چین با استفاده از روش مدل ناپارامتریک در طول دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۳ به‌صورت ماهانه پرداخته‌اند. آن‌ها بیان کرده‌اند که افزایش ذخایر خارجی سبب افزایش عرضه پول شده که به افزایش سطح قیمت‌ها منجر می‌شود.

با توجه به مطالعات تجربی انجام گرفته، ملاحظه می‌شود که در مطالعات پیشین، عوامل مؤثر بر نرخ تورم و نوسانات آن در قالب مدل‌های خطی مورد بررسی قرار گرفته است، بر این اساس تحقیق حاضر از نظر روش اقتصادسنجی که سرریز نوسانات ارزی را بر نوسانات نرخ تورم با روش MGARCH-BEKK بررسی می‌کند، دارای اهمیت است.

۴- روش‌شناسی

در این مطالعه از مدل MGARCH-BEKK استفاده می‌شود. این مدل به دلیل برخی مزایا به‌کار می‌رود. اول این‌که این مدل انعطاف‌پذیر می‌باشد. دوم این‌که این اجازه را می‌دهد همبستگی شرطی در طول زمان تغییر کند. سوم، بررسی متغیرها را به‌طور هم‌زمان را فراهم کرده و این امکان را می‌دهد که وابستگی پویا بین نوسانات سری‌ها وجود داشته باشد. چهارم، این مدل برای محاسبه پویایی‌های متقاطع متغیرها مناسب می‌باشد. با وجود این مزیت‌ها، معایبی نیز دارد ازجمله این‌که این مدل برای بررسی بیش از سه یا چهار سری زمانی به‌دلیل افزایش پارامترها مناسب نمی‌باشد (عباسی نژاد و همکاران، ۱۳۹۳). برای متغیر تورم از داده‌های سری زمانی (فصلی) و ذخایر ارزی استفاده می‌شود.

۴-۱- مدل سریز تلاطم ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم

در رهیافت BEKK معرفی شده توسط انگل و کرونر (۱۹۹۵)، قید متقارن بودن ساختار واریانس- کواریانس حذف می‌شود و به شیوه‌ی نامتقارن رفتار می‌کند. برای

1. Drama
2. Chen and Huang

نمایش اثرات عدم تقارن در فرایند واریانس- کواریانس شرطی، از مفاهیم مربوط به شوک‌های مثبت و منفی که نخستین بار توسط انگل و ان‌جی مطرح شده، استفاده شده است. به این‌صورت که اگر تغییرات تورم بالاتر از حد مورد انتظار باشد، به‌عنوان خبر بد در نظر گرفته می‌شود. و در این حالت باقی‌مانده‌های تورم مثبت هستند. هم‌چنین اگر ذخایر ارزی بیش از مقادیر مورد انتظار باشد به‌عنوان خبر بد تعبیر شده و توسط باقی‌مانده‌های مثبت لحاظ می‌شود.

ویژگی‌های مدل BEKK- GARCH، *به ما اجازه‌ی برآورد اثر نوسانات به‌طور* هم‌زمان بین معادلات را می‌دهد. عدم تقارن به‌صورت ماتریسی در رابطه (۲) می‌باشد:

$$
\begin{aligned}
H_t &= \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{21t} & h_{22t} \end{bmatrix} \\
&= \begin{bmatrix} C_{11} & 0 \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} C_{11} & 0 \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix} \\
&+ \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\
&+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11t-1} & h_{12t-1} \\ h_{21t-1} & h_{22t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \\
&+ \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \xi_{1,t-1}^2 & \xi_{1,t-1}\xi_{2,t-1} \\ \xi_{2,t-1}\xi_{1,t-1} & \xi_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}
\end{aligned}
\qquad (۲)
$$

بنابراین متغیر مربوط به عدم تقارن به‌صورت زیر است:

$$\xi_{t-i} = \begin{bmatrix} \xi_{1,t-i} \\ \xi_{2,t-i} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \max\{\varepsilon_{1,t-i}, 0\} \\ \max\{\varepsilon_{2,t-i}, 0\} \end{bmatrix}$$

که BEKK-GARCH متقارن یک حالت ویژه از آن است که در آن $D = 0$ می‌باشد. به‌منظور جلوگیری از بروز خطای تصریح در مدل، محدودیت‌های قطری بودن و تقارن در مدل باید مورد آزمون قرار گیرد. برای تخمین پارامترهای مدل‌های گارچ چند متغیره به‌طور عمده از روش شبه حداکثر درست‌نمایی معرفی شده توسط بالرسلو و وولدریج (۱۹۹۲) استفاده می‌شود. متغیر اول سری i=۱، تغییرات تورم و دومین متغیر i=۲ مربوط به ذخایر ارزی است.

۵- نتایج تحقیق

۵-۱- معرفی متغیرها و آماره توصیفی آن‌ها

در این مقاله از داده‌های فصلی نرخ تورم (به درصد) و ذخایر ارزی (به میلیارد ریال) بانک مرکزی از فصل اول ۱۳۵۲ تا فصل چهارم ۱۳۹۵ استفاده‌شده است. آمار متغیرهای تحقیق از مرکز آمار ایران و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج و جمع‌آوری شده است. آماره‌های توصیفی متغیرها یعنی نرخ تورم و ذخایر ارزی بانک مرکزی در جدول (۱) نشان داده‌شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیرها	میانگین	حداکثر	حداقل	کشیدگی	چولگی	آماره جارک-برا	احتمال جارک-برا
نرخ تورم (به درصد)	۱۸/۶۰	۴۹/۴	۴/۹۰	۱/۳۰	۵/۲۷	۸۷/۶۷	۰/۰۰۰۰
ذخایر ارزی (میلیارد ریال)	۱۷۳۳۵۹	۱۷۳۴۸۲۷	۶۴/۷	۲/۷۳	۱۰/۵۹	۶۴۲	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی آماره‌های چولگی و کشیدگی و همچنین آماره جارک برا در جدول (۱) حاکی از توزیع غیرنرمال سری‌های متغیرها می‌باشد. مقادیر ضریب چولگی حاکی از عدم تقارن در توزیع متغیرها و مقادیر کشیدگی نیز حاکی از توزیع‌های بلندتر سری‌های موردنظر نسبت به توزیع نرمال می‌باشد.

۵-۲- نتایج آزمون مانایی متغیرها

قبل از برآورد مدل‌ها، داده‌های سری زمانی متغیرها از لحاظ مانایی موردبررسی قرار می‌گیرد، چراکه اگر در برآوردهای معادلات اقتصادسنجی ازسری‌های زمانی نامانا استفاده شود، چنانچه واریانس، میانگین و کوواریانس متغیرها مستقل از زمان نباشند، استنتاجات آماری از اعتبار لازم برخوردار نخواهد بود و رگرسیون برآورد شده، یک رگرسیون کاذب می‌باشد، بنابراین برای بررسی مانایی متغیرهای تحقیق از آزمون ریشه واحد فلیپس و پرون و انجی و پرون استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده از آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمون فلیپس و پرون

متغیر	آماره آزمون فیلیپس و پرون	مقادیر بحرانی آزمون فلیپس و پرون			احتمال	نتیجه
		٪۱	٪۵	٪۱۰		
نرخ تورم (به درصد)	-۳/۷۸	-۳/۴۷	-۲/۸۸	-۲/۵۸	۰/۰۰۳	مانا
ذخایر ارزی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	-۲/۸۰	-۳/۴۷	-۲/۸۸	-۲/۵۸	۰/۰۶۰	نامانا

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون در جدول (۲) ملاحظه می‌شود که متغیر نرخ تورم در سطح داده‌ها مانا بوده و متغیر ذخایر ارزی بانک مرکزی در سطح داده‌ها و در سطح احتمال ۱۰ درصد مانا می‌باشند.

همچنین مانایی‌متغیرهای نرخ تورم و ذخایر ارزی بانک مرکزی با استفاده از آزمون مانایی انجی و پرون موردبررسی قرارگرفته است. آزمون انجی و پرون در سال ۲۰۰۱ توسط انجی-پرون ارائه شده است. این آزمون چهار آماره MZ_α، MZ_t، MSB و MP_t را ارائه می‌کند. نتایج آزمون انجی و پرون در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی متغیرها با استفاده از آزمونان جی و پرون

متغیر	MZ_α	MZ_t	MSB	MP_t	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪				نتیجه
					MZ_α	MZ_t	MSB	MP_t	
تورم	-۱۵/۱۹	-۲/۷۵	۰/۱۸	۱/۶۳	-۸/۱	-۱/۹۸	۰/۲۳	۳/۱۷	مانا
ذخایر ارزی بانک مرکزی	-۱۰/۴	-۲/۲۸	۰/۲۲	۲/۳۵					مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، هر چهار آماره آزمون برای تمامی متغیرهای موردبررسی کوچک‌تر از مقادیر بحرانی آزمون در سطح معنی‌داری ۵ درصد می‌باشند، لذا فرضیه صفر مبنی برداشتن ریشه واحد ، رد و فرضیه مقابل آن مبنی بر مانایی متغیرها موردپذیرش قرار می‌گیرد، بنابراین تمامی متغیرهای مدل بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد انجی و پرون در سطح معنی‌داری ۵ درصد مانا بوده و برآوردهای اقتصادسنجی از اعتبار لازم برخوردار می‌باشند.

۵-۳- نتایج تجربی حاصل از مدل MGARCH- BEKK

- نتایج حاصل از برآورد مدل بررسی سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم

سرریز تلاطم به این معنی می‌باشد که سوابق تاریخی در خصوص نوسانات در یک بازار، به پیش‌بینی وقوع آن در بازار دیگر کمک می‌کند (اوینگ و مالیک[1]، ۲۰۱۳). در این تحقیق از یک مدل MGARCH-BEKK دومتغیره برای ارزیابی سرریز تلاطم بین متغیرهای نرخ تورم (i=۱)، ذخایر ارزی (i=۲) با درجه p=۱ و q=۱ استفاده شده است. نتایج برآورد به‌صورت سه آزمون عدم گارچ، سرریز تلاطم و عدم تقارن بیان می‌شود، که در ادامه بررسی نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها پرداخته می‌شود.

- نتایج آزمون عدم گارچ برای بررسی سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم

واریانس در طول روند تصادفی سری زمانی موردنظر ثابت نیست و در حقیقت تابعی از رفتار جملات خطا می‌باشد. مدل‌های خانواده آرچ (ARCH) می‌توانند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهند و برای سری‌های زمانی که دارای نوسان هستند و واریانس آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند، به‌کار می‌روند، بنابراین زمانی می‌توان روش‌های ((GARCH را در برآورد مدل‌ها به کار گرفت که وجود ناهمسانی شرطی مورد تأیید قرار گیرد، لذا برای بررسی وجود اثرات آرچ از آزمون عدم گارچ استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون عبارت است از عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل. نتایج به‌دست آمده از این آزمون در جدول (۴) نشان داده‌شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون عدم گارچ در برآورد هم‌زمان سرریز تلاطم

نوع آزمون	فرضیه صفر	سطح احتمال
عدم گارچ (No GARCH)	Aij= Bij=0	۰/۰۰
متغیر	ضریب	احتمال
a_{11}	۰/۷۱	۰/۰۰
b_{11}	۰/۳۳	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Ewing & Malik

بنابر نتایج جدول (۴)، فرضیه $A_{ij}= B_{ij}=0$ با توجه به این‌که احتمال آزمون کوچک‌تر از ۰/۰۱ می‌باشد، رد و فرضیه مقابل آن پذیرفته می‌شود، لذا فرضیه صفر یعنی عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل BEKK نامتقارن، رد و فرضیه وجود ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود. همچنین ضرایب a_{11} و b_{11} به‌طور مشترک معنی‌دار هستند، بنابراین میان متغیرهای فوق ناهمسانی واریانس وجود دارد و استفاده از مدل ناهمسانی واریانس برای بررسی اثرات بی‌ثباتی و نااطمینانی مقدور می‌باشد.

- نتایج آزمون سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم

در این بخش به‌منظور بررسی انتقال و سرریز نوسانات بین دو متغیر ذخایر ارزی و نرخ تورم و مشخص کردن جهت انتقال نوسانات بین این دو متغیر از مدل MGARCH-BEKK استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون صفر بودن هم‌زمان ضرایب شوک‌های متقارن A_{ij}، ضرایب شوک‌های نامتقارن D_{ij} و ضرایب نوسانات دوره گذشته یعنی B_{ij} است. اگر هر یک از مؤلفه‌های غیرقطری ماتریس‌های A، B و D غیرصفر باشد (یعنی معنی‌دار باشد)، فرضیه مقابل آزمون سرریز تلاطم، یعنی غیرصفر بودن مؤلفه‌های غیرقطری و وجود اثر سرریز تلاطم بین سری‌ها پذیرفته می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده از بررسی آزمون اثرات سرریز نوسانات و انتقال دو متغیر ذخایر ارزی بانک مرکزی و نرخ تورم در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج اثر شوک و نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی و نرخ تورم

نوع آزمون			فرضیه صفر		سطح احتمال
گارچ قطری (Diagonal GARCH)			$Aij= Bij= Dij= ۰ \ (i \neq j)$		۰/۰۰۰
متغیر	ضریب	احتمال	متغیر	ضریب	احتمال
a_{11}	۰/۷۱۳	۰/۰۰۰	b_{11}	۰/۳۳۰	۰/۰۰۰
a_{12}	۱۳۸۳	۰/۱۶۳	b_{12}	۲۴۹۹	۰/۰۰۶
a_{21}	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۴۱	b_{21}	۰/۰۰۰	۰/۵۰۸
a_{22}	۰/۲۸۲	۰/۰۰۰	b_{22}	۰/۶۷۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

بنابر نتایج به‌دست آمده از آزمون سرریز نوسانات در جدول (۵)، ضریب a_{11} مثبت و معنادار می‌باشد، که نشان می‌دهد شوک‌های دوره‌ی گذشته نرخ تورم بر نوسانات دوره‌ی جاری نرخ تورم تأثیر معناداری دارد. همچنین ضریب b_{11} مثبت و معنادار بوده و حاکی از آن است که شوک‌ها و نوسانات دوره گذشته نرخ تورم، بر نوسانات دوره جاری نرخ تورم مؤثر می‌باشد، بدین معنی که نوسانات نرخ تورم از شوک‌ها و نوسانات گذشته خود تأثیر معناداری می‌پذیرد. همچنین، ضریب a_{22} مثبت و معنادار است که نشان

می‌دهد شوک‌های دوره گذشته ذخایر ارزی بر نوسانات دوره جاری ذخایر ارز تأثیر معناداری دارد. ضریب b_{22} مثبت و معنادار بوده و نشان می‌دهد که نوسانات دوره گذشته ذخایر ارزی بر نوسانات دوره جاری آن مؤثر می‌باشد.

با توجه به نتایج جدول (۵)، مشاهده می‌شود که ضریب a_{12} مثبت می‌باشد که ازلحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. در حقیقت شوک در زمان t-1 نرخ تورم بر نوسانات ذخایر ارزی در دوره t تأثیر معناداری ندارد. بدین معنی که شوک‌های ناشی از نرخ تورم در دوره قبل تأثیر معناداری بر نوسانات ذخایر ارزی در دوره جاری ندارد، درحالی‌که ضریب a_{21} مثبت و معنادار می‌باشد. در حقیقت شوک در زمان t-1 ذخایر ارزی بر نوسانات نرخ تورم در دوره t تأثیر معناداری دارد، بدین معنی که شوک‌های ناشی از ذخایر ارزی در دوره قبل دارای تأثیر معناداری بر نوسانات نرخ تورم در دوره جاری است. بر این اساس، سرریز شوک‌های ذخایر ارزی بر نوسانات نرخ تورم اتفاق می‌افتد. درحقیقت بروز هرگونه شوک در ذخایر ارزی در دوره‌های قبل به‌طور معناداری منجر به بروز نوسان و تلاطم در نرخ تورم و خبرهای مربوط به کاهش ذخایر ارزی، منجر به کاهش نوسانات نرخ تورم می‌شود. خبرهای مربوط به افزایش ذخایر ارزی، افزایش نوسانات و تلاطمات نرخ تورم را درپی دارد. ازآنجایی‌که ذخایر ارزی یکی از اجزای اصلی پایه پولی می‌باشد، افزایش آن ضریب فزاینده پولی را افزایش داده و لذا منجر به افزایش عرضه پول و نقدینگی می‌شود که با توجه به نظریه مقداری پول افزایش تورم را موجب می‌شود، بنابراین تغییرات و شوک‌های ناشی از ذخایر ارزی تورم و نوسانات آن را درپی خواهد داشت.

ضریب b_{12} مثبت و معنادار می‌باشد. بنابراین نوسانات نرخ تورم در دوره t-1 تأثیر مستقیم و معناداری بر نوسانات دوره جاری ذخایر ارزی دارد. به بیان دیگر می‌توان گفت که نوسانات دوره قبل نرخ تورم دارای تأثیر معناداری بر نوسانات ذخایر ارزی می‌باشد. بدین معنی که افزایش نوسانات نرخ تورم در دوره قبل منجر به افزایش نوسانات ذخایر ارزی در دوره جاری می‌شود. بنابراین سرریز تلاطم از نوسانات نرخ تورم بر ذخایر ارزی اتفاق می‌افتد. لذا می‌توان این‌گونه بیان کرد که تلاطمات و نوساناتی که در دوره قبل در نرخ تورم اتفاق می‌افتد، مقامات پولی از طریق ایجاد تغییرات در پایه پولی سعی در کنترل نوسانات نرخ تورم دارند و همین مسئله رابطه مستقیمی را بین نوسانات نرخ تورم و نوسانات ذخایر ارزی برقرار می‌کند. اما ضریب b_{21} ازلحاظ آماری

معنادار نمی‌باشد. یعنی تمام ضرایب مثبت و معنادار هستند به‌جز ضرایب b_{21} و a_{12}، یعنی تمام عناصر قطری مثبت و معنادار هستند و عناصر غیرقطری معنادار نیستند. از آنجا که آزمون گارچ قطری فرضیه‌های صفر زیر را آزمون می‌کند:

H_0: $A_{ij} = B_{ij} = D_{ij} = 0 \ (i \neq j)$

H_1: $A_{ij} = B_{ij} = D_{ij} \neq 0 \ (i \neq j)$

بنابر تحلیل نتایج، فرضیه مقابل آزمون، یعنی وجود سرریز تلاطم تأیید می‌شود. درحقیقت عناصر غیرقطری صفر نبوده و اثرات سرریز نوسانات مورد تأیید قرار می‌گیرد.

- نتایج آزمون عدم تقارن سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم

فرضیه صفر آزمون عدم تقارن بی‌معنی یا صفر بودن هم‌زمان مؤلفه‌های ماتریس D است. نتایج آزمون عدم تقارن مؤلفه‌های ماتریس D در جدول (۶) نشان داده‌شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون عدم تقارن در برآورد مدل BEKK دو متغیره نامتقارن سرریز نوسانات ذخایر ارزی بر نرخ تورم

نوع آزمون			فرضیه صفر		سطح احتمال
عدم تقارن (asymmetry)			$D_{ij} = ۰$		۰/۰۰۰
متغیر	ضریب	احتمال	متغیر	ضریب	احتمال
d_{11}	-۰/۰۸۶	۰/۶۹۰	d_{12}	۵۱۲۴	۰/۰۵۲
d_{21}	۰/۰۰۰	۰/۲۳۲	d_{22}	۰/۴۰۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون عدم تقارن در جدول (۶)، مشاهده می‌شود که سطح احتمال آزمون کمتر از ۰/۰۱ می‌باشد، لذا فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم تقارن، رد شده و فرضیه مقابل آن مبنی بر تقارن مؤلفه‌های ماتریس D پذیرفته می‌شود. برآوردهای به‌دست آمده در جدول (۶) نشان می‌دهد که ضریب d_{21} برابر صفر بوده و ازلحاظ آماری معنادار نیست. همچنین در جدول (۵) ضریب a_{21} برابر ۰/۰۰۰۲ و معنی‌دار (غیر صفر) است، بنابراین تأثیر شوک‌های ذخایر ارزی بر نوسانات نرخ تورم معادل $a_{21}+d_{21}=$ ۰/۰۰۰۲ می‌باشد، در حالی $a_{21}=$۰/۰۰۰۲ است، بر این اساس اثر افزایش ذخایر ارزی بر نوسانات جاری تورم معادل اثر کاهش ذخایر ارزی بر نوسانات جاری تورم می‌باشد.

- نتایج حاصل از برآورد مدل ارزیابی همبستگی شرطی تلاطم ذخایر ارزی و نرخ تورم

برای بررسی همبستگی شرطی تلاطم ذخایر ارزی بانک مرکزی و نرخ تورم در اقتصاد ایران از یک مدل MGARCH-DCC دومتغیره یعنی متغیرهای تورم (i=۱)، ذخایر ارزی (i=۲)، استفاده و نتایج آن در جدول (۷) نشان داده‌شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون همبستگی شرطی تلاطم نرخ تورم و ذخایر ارزی با مدل MGARCH-DCC

مدل	INF	NFA	DCC-GARCH
ARCH (α_i)	۳۵۷	۰/۸۰۳	Alpha =۰/۳۷۸ (٤/۹۹)
GRCH (β_i)	۰/۳۰۲	-۰/۰۰۰۹	Beta=۰/۵۷۲ (۸/۲۹)

منبع: یافته‌های پژوهش

* اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t می‌باشد.

با توجه به نتایج جدول (۷) مشاهده می‌شود که ضرایب α و β به ترتیب معادل ۰/۳۷۸ و ۰/۵۷۲بوده، که هر دو این ضرایب مثبت و مجموع آن‌ها نیز کمتر از یک می‌باشد. با توجه به این‌که هر دوی ضرایب، مثبت و مجموع آن‌ها کوچک‌تر از یک است، به دنبال بروز شوک در سری متغیرها، باید افزایش در همبستگی شرطی دوره بعد را انتظار داشت. همچنین، پارامتر β بیانگر همبستگی شرطی دوره قبل بر همبستگی شرطی دوره جاری است و هرچقدر این پارامتر به یک نزدیک‌تر باشد، همبستگی‌های شرطی دوره جاری به همبستگی دوره قبل نزدیک‌تر می‌باشد. لذا در طول دوره مورد مطالعه همبستگی شرطی بین تلاطمات نرخ تورم و ذخایر ارزی وجود دارد. ازآنجایی‌که ضریب β معادل ۰/۵۷۲ می‌باشد، که فاصله نسبتاً قابل‌توجهی با یک دارد، می‌توان گفت که همبستگی‌های شرطی دوره جاری به دوره قبل چندان قابل‌توجه نیست.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

تورم، آثار مخربی بر اقتصاد کشورها از ابعاد مختلفی ازجمله ثبات اقتصادی، سرمایه‌گذاری، مصرف و غیره دارد. از دیرباز محققان اقتصادی سعی در مطالعه عوامل مؤثر بر تورم و کنترل آن داشته و دارند. سیاست‌های پولی یکی از ابزارهای بنیادین در

اختیار مقامات پولی ازجمله بانک مرکزی قرار می‌باشد. ازآنجایی‌که سیاست‌های پولی عرضه پول و نقدینگی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، نقش قابل‌توجهی بر نرخ تورم دارد. یکی از راه‌های اجرای سیاست پولی، تغییر در پایه پولی می‌باشد. پایه پولی از طریق ضریب فزاینده پولی، بر حجم پول مؤثر می‌باشد، که نرخ تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در تحقیق حاضر با استفاده از روش MGARCH-BEEK، به بررسی سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نوسانات نرخ تورم در اقتصاد ایران در طول دوره زمانی ۱۳۵۲:۱ تا ۱۳۹۵:۴پرداخته شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که شوک‌ها و نوسانات دوره قبل نرخ تورم تأثیر معناداری بر نوسانات نرخ تورم دوره جاری دارد. در مطالعات نجارزاده (۱۳۹۲)، صمدی و همکاران (۱۳۹۱) و کاراس (۲۰۱۷)، تأثیر مستقیم نااطمینانی تورم بر نرخ تورم گزارش‌شده است. همچنین شوک‌های دوره قبل ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نوسانات دوره جاری ذخایر ارزی تأثیر معنادار دارد، ولی تأثیر شوک‌های دوره قبل نرخ تورم بر نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی معنادار نمی‌باشد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، ملاحظه می‌شود که شوک‌های دوره قبل ذخایر ارزی تأثیر معنادار و مستقیمی بر نوسانات نرخ تورم دارد. لذا سرریز نوسانات ذخایر ارزی بر نرخ تورم در اقتصاد ایران روی‌داده است و شوک‌های ناشی از ذخایر ارزی منجر به نااطمینانی و تلاطم نرخ تورم می‌شود. نتایج مطالعات استینر (۲۰۱۹)، دراما (۲۰۱۶)، چن و هوانگ (۲۰۱۲)، طیبی و همکاران (۱۳۹۴) و برزانی و همکاران (۱۳۹۳) نیز حاکی از تأثیر مستقیم ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم می‌باشد.

از آنجایی سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی ایران به‌عنوان یکی از اجزای پایه پولی منجر به تلاطم و نوسان نرخ تورم می‌شود، مقامات پولی یعنی بانک مرکزی، از سیاست‌های خنثی‌سازی سیاست پولی برای کاهش اثرات تغییرات ذخایر ارزی بانک مرکزی استفاده می‌کند تا این‌که تغییرات ناشی از ذخایر ارزی که به مقدار قابل‌توجهی نیز تابع درآمدهای نفتی ایران می‌باشد، منجر به نوسانات تورمی در داخل نشود.

منابع

۱. اسماعیل‌زاده مقری، علی (۱۳۸۸). بررسی تأثیرپذیری تورم از سرمایه‌گذاری کل در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۹(۲): پیاپی ۳۳.

۲. اندرس، والتر (۱۳۸۶). اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، دکتر مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، جلد اول و دوم، تهران، دانشگاه امام صادق (ع).

۳. آلودری، قاسم، مقدم، جواد، رضوانی‌فرد، سعید و مقدم، مهدی (۱۳۹۵). بررسی ارتباط همزمان و پویای حجم معاملات و بازده سهام با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری، تهران، انتشارات نشر نی.

۴. برزانی، محمد واعظ، دائی کریم‌زاده، سعید و کریمیان، غلامحسین (۱۳۹۳). بررسی تأثیر حجم ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم، فصلنامه روند، ۲۱(۶۵ و ۶۶): ۵۴-۳۵.

۵. پورکاظمی، محمدحسین، بیرانوند، امین و دلفان، محبوبه (۱۳۹۴). تعیین عوامل تأثیرگذار بر تورم و طراحی سیستم هشداردهنده تورم شدید برای اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۳(۷۶): ۱۶۶-۱۴۵.

۶. تفضلی، فریدون (۱۳۷۹). اقتصاد نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان، تهران، انتشارات نشر نی.

۷. توکلی اکبر، سیاح محسن (۱۳۹۴). "تأثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی کشور"، بیستمین کنفرانس سالانه پولی و ارزی

۸. جنتی، ابوالفضل و غلامیاری، اردشیر (۱۳۹۲). تأثیر نااطمینانی بر نرخ رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۴، فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ۱۱: ۱۱۰-۹۳.

۹. جهانی‌راینی، پروانه، میری، اشرف‌السادات، تقی‌زاده، خدیجه، پورحسینی، بنفشه و آهمند، نجم‌الدین (۱۳۹۱). روند نرخ تورم طی سال‌های اخیر، علت‌شناسی و ارائه راهکارهای اجرایی مقابله با آن، مجله اقتصادی، ۷(۷۵ و ۷۶): ۷۹-۱۰۷.

۱۰. حسن‌زاده، علی و مجتهد، احمد (۱۳۸۸). ماهیت و کارکرد پول اصل محوری در جبران کاهش ارزش پول مقایسه اقتصادهای متعارف و اسلامی. تازه‌های اقتصاد، ۷ (۱۲۵): ۵۷-۶۷.

https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=۱۱۳۶۸۷

۱۱. حسن‌زاده، علی و مجتهد، احمد (۱۳۷۸). پول و بانکداری و نهادهای مالی، تهران: پژوهشکده پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۱۲. خوشبخت، آمنه و اخباری، محمد (۱۳۸۶). بررسی فرآیند اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تورم شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده و واردات در ایران. پژوهشنامه اقتصادی, ۷ (۴ (پیاپی ۲۷)): ۵۱-۸۲.

۷۲۲۹۷https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=

۱۳. سلطانی، محمد (۱۳۹۰). آزمون پولی بودن تورم و شناسایی عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران (۱۳۳۸-۱۳۸۷). نشریه راهبرد یاس، شماره ۲۸.
۱۴. صمدی، علی‌حسین و مجدزاده طباطبائی، شراره (۱۳۹۲). رابطه بین تورم و نااطمینان تورمی در ایران با استفاده از رگرسیون چرخشی مارکوف، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۲۳: ۶۵-۴۷.
۱۵. طیبی، سید کمیل، یزدانی، مهدی، بدری، چیمن و رسول‌یار، محمدصادق (۱۳۹۴). اثرات تکانه‌ای انباشت ذخایر ارزی بر نرخ ارز و تورم در ایران، فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی، ۷(۲۲): ۵۹۰-۵۶۹.
۱۶. عباسی نژاد، حسین، محمدی، شاپور و ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۳). مقایسه مدل‌های نوسان‌پذیری چندمتغیره در برآورد رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام دانش سرمایه‌گذاری، ۳(۱۱):۲۲۲-۲۰۱.
۱۷. عباسی نژاد، حسین و تشکینی، احمد (۱۳۸۳). آیا در ایران تورم یک پدیده پولی است، مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۷: ۲۱۲-۱۸۱
۱۸. عطرکار روشن، صدیق و قرهی، آزاده (۱۳۹۱). بررسی رابطه حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها و رشد اقتصادی در ایران در طول دوره پس از انقلاب (۸۹-۱۳۸۵)، فصلنامه علوم اقتصادی، ۶ (۱۹): ۸۹-۱۰۹.
۱۹. فرخی بالاجاده، حشمت‌اله، خوچیانی، رامین و آسایش، حمید (۱۳۹۸). بررسی رابطه پویایی رشد پول و تورم در ایران: یک تحلیل اکونوفیزیک از رابطه مقداری پول، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۶(۲): ۲۳۸-۲۱۵.
۲۰. فردریک، اس. میشکین (۱۳۸۸). اقتصاد پول، بانکداری و بازارهای مالی، انتشارات مؤسسه آموزش بانکداری ایران.
۲۱. فرزین‌وش اسدا..، پورحسین، اصغر (۱۳۸۶). اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید و قیمت در ایران"، فصل‌نامه علوم اقتصاد، ۴: ۴۶۱-۴۹۳ .
۲۲. فطرس، محمدحسن و هوشیداری، مریم (۱۳۹۵). بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت‌خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران رویکرد GARCH چند متغیره، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۵(۱۸): ۱۷۷-۱۴۷.
۲۳. کاکویی، نصیبه و نقدی، یزدان (۱۳۹۳). رابطه پول و تورم در اقتصادی ایران: شواهدی بر اساس مدل *P، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۴(۲): ۱۵۶-۱۳۵.

۲۴. کمیجانی، اکبر، سبحانیان، سید محمدهادی و بیات، سعید (۱۳۹۱). اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم در ایران با استفاده از روش VECM، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی- ایرانی)، ۱۲(۴۵): ۲۲۶-۲۰۱.
۲۵. محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین، حسن‌زاده، اکبر و جعفرزاده، بهروز (۱۳۹۵). نااطمینانی تورم و نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی در ایران، تحقیقات اقتصادی، ۵۱(۴): ۹۵۰-۹۲۳.
۲۶. محنت‌فر، یوسف و دهقانی، تورج (۱۳۸۸). بررسی رشد نقدینگی و اثر آن بر تورم در اقتصاد ایران: یک مطالعه تجربی طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۷(۱۹): ۱۱۲-۹۳.
۲۷. مهرآرا، محسن و قبادزاده، رضا (۱۳۹۵). بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران مبتنی بر رویکرد میانگین‌گیری بیزینی (BMA) و میانگین‌گیری حداقل مربعات (WALS)، فصلنامه علمی-پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۰(۱): ۸۲-۵۷.
۲۸. نجارزاده، رضا، سحابی، بهرام و سلیمانی، سیروس (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت: کاربردی از مدل‌های فضا-حالت با واریانس ناهمسانی راه‌گزینی مارکف، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۵۴: ۲۶-۱.
29. Berument, H., & Dincer, N. N. (2005). Inflation and Inflation Uncertainty in the G-7 Countries, Physica A 348: 371–379.
30. Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics, 31: 307-327.
31. Chen, L., & Huang, S. (2012). Transmission Effects of Foreign Exchange Reserves on Price Level: Evidence from China, Economics Letters, 117: 870–873.
32. Cukierman, A., & Meltzer, A. (1986). A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation Under Discretion and Asymetric Information, Econometrica, 54: 1099-1128.
33. Drama, B. G. H. (2016). An Examination of Foreign Exchange Reserve and Inflation Relationship of Four West African Countries: Evidence from ADRL Model, Journal of Finance and Economics, 4(4): 36-50.
34. Engle. F. R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, Econometrica, 50(4): 987-1007.
35. Ewing, B. T., & Malik, F. (2013). Volatility Transmission between Gold and Oil Futures under Structural Breaks. International Review of Economics and Finance, 25 (3): 113–121.

36. Friedman, M. (1977). Nobel Lectures: Inflation and Unemployment, Journal of Political Economics, 85: 451-472.
37. Giannellis, N., & Koukouritakis, M. (2013). Exchange rate misalignment and inflation rate persistence: Evidence from Latin American countries. International Review of Economics & Finance, 25: 202-218.
38. Holland, S. (1993). Uncertain Effects of Money and the Link Between the Inflation Rate and Inflation Uncertainty, Economic Inquiry January.
39. Karras, G. (2017). Is the Relationship between Inflation and Its Volatility Asymmetric? US Evidence, 1800–2016, The Journal of Economic Asymmetries, 16: 79–86.
40. Kim, S. T., & Rescigno, L. (2017). Monetary Policy Shocks and Distressed Firms'Kwon, C. S., & T. S. Shin. Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns, Global Finance Journal, 1999, 10(1): 71-81.
41. Milani, F. (2017). Learning about the interdependence between the macroeconomy and the stock market. International Review of Economics & Finance, 49: 223-242.
42. Okun, A. M. (1971). The Mirage of Steady Inflation, Brooking Papers on Economic Activity, 2: 485-498.
43. Ponomarenko, A. (2019). Do Sterilized Foreign Exchange Interventions Create Money?, Journal of Asian Economics, 62: 1–16.
44. Steiner, A. (2017). Does the Accumulation of International Reserves Spur Inflation? A Reappraisal, North American Journal of Economics and Finance, 41: 112–132.
45. Ungar, M & Zilberfarb, B. (1993). Inflation and its Unpredictability - Theory and Empirical Evidence. Journal of Money, Credit, and Banking, 25: 709-720.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰/ ص ۱۴۳-۱۱۱

نقش کیفیت نهادها در اثرگذاری رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی (رویکرد PSTR)

DOI: 10.22059/JTE.2021.312743.1008382

دلنیا مختاری فر[۱]، یوسف محمدزاده*[۲]، سید جمال الدین محسنی زنوزی[۳]

۱. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، mokhtarifar.delnia@gmail.com

۲. استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

۳. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، sj.mzonouzi@urmia.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۱۴

چکیده

نحوه مدیریت نقدینگی و پیامدهای آن در بازارهای مختلف، یکی از دغدغه‌ها و چالش‌های روز اقتصادی ایران است. با اینکه سیاست‌گذاران، هدف از مدیریت نقدینگی را نیل به رشد اقتصادی بالا معرفی می‌کنند ولی اینکه نقدینگی به چه صورت ایجاد و مدیریت می شود، ممکن است آثار متفاوتی در اقتصاد به دنبال داشته باشد. با توجه به تسلط نهاد دولت بر نحوه ایجاد و هدایت نقدینگی به‌ویژه برای کشورهای در حال توسعه و جوامعی که بانک مرکزی مستقل ندارند، به نظر می‌رسد در نظر گرفتن نقش کیفیت نهادها در این رابطه می‌تواند مؤثر واقع شود، لذا هدف این پژوهش بررسی نقش کیفیت نهادها در اثرگذاری رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی می‌باشد. نمونه مورد بررسی کشورهای منتخب درحال‌توسعه و دوره زمانی تحقیق ۲۰۱۷-۲۰۰۲ بوده و از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) استفاده شده است. کیفیت نهادها به‌عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل، فرضیه خطی بودن برای کشورها را رد می‌کند. در نظر گرفتن یک تابع انتقال با یک حد آستانه ای که بیانگر یک مدل دو رژیمی است، برای تصریح رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه کفایت می‌کند. نتایج حاکی از آن است که رشد نقدینگی در رژیم اول اثر منفی و در رژیم دوم اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. این بدان معنی است که زمانی که نهادها در جامعه ای ضعیف باشند رشد نقدینگی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد و در جامعه‌ای با کیفیت نهادی بالا، رشد نقدینگی می‌تواند تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشد. همچنین، آزادسازی تجاری در هر دو رژیم اثر مثبت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رژیم اول، منفی و در رژیم دوم اثر مثبت و اندازه دولت در هر دو رژیم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

طبقه‌بندی JEL: E02, O43, P24

واژه‌های کلیدی: کیفیت نهادها، نقدینگی، رشد اقتصادی، PSTR

---

۱. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۴۹۱۸۰۰۱۹

۱- مقدمه

استقلال بانک مرکزی همواره از مسائلی بوده که با مقاومت‌های زیادی از سوی دولت‌ها مواجه شده است. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه ازجمله ایران بانک مرکزی مستقل نبوده و دولت‌ها سلطه زیادی بر مدیریت پول و نقدینگی در اقتصاد دارند و این تسلط بر نقدینگی از سوی دولت‌ها در بیشتر موارد به بهانه مقابله با رکود و ایجاد رشد اقتصادی بوده است. در تاریخ اقتصادی ایران، نه‌تنها نقدینگی همواره در سطح بالایی هدف‌گذاری شده، بلکه عموماً عملکرد رشد نقدینگی فراتر از اهداف آن بوده است. یکی از مهم‌ترین بهانه‌های دولت‌مردان برای رشد نقدینگی، تجربه برخی کشورهای توسعه یافته مانند ژاپن است. اقتصادهایی که با وجود نقدینگی بالا نه‌تنها تورم بالایی ندارند، بلکه به اهداف خود از جمله رشد اقتصادی نیز دست می‌یابند. البته مطالعاتی که نتایج متناقضی از تأثیر رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی را ارائه داده‌اند، کم نیستند. از مطالعات گوناگونی که سعی در تحلیل رابطه‌ی بین عرضه پول و رشد اقتصادی دارند، نتایج متفاوتی به‌دست آمده است. در برخی مطالعات رابطه‌ی مثبت بین عرضه‌ی پول و رشد اقتصادی وجود دارد، درحالی‌که برخی دیگر رابطه‌ی بین آن‌ها را نامناسب بیان کرده‌اند. از سوی دیگر مطالعاتی وجود دارد که اثرات ناچیز و منفی آماری بین عرضه‌ی پول و رشد اقتصادی را نشان داده است (دینگلا[1] و همکاران، ۲۰۱۷). تغییر دادن میزان نقدینگی در اقتصاد یکی از ابزارهای اصلی سیاست‌گذاران کلان اقتصادی است و نحوه‌ی اثرگذاری رشد نقدینگی بر فعالیت‌های اقتصادی از جمله تولید و اشتغال مباحث متعددی را در اقتصاد کلان به خود اختصاص داده است و یکی از زمینه‌های ناسازگاری بین اقتصاددانان چگونگی این اثرگذاری بوده است. جالب توجه آن‌که اقتصاددانان هرکدام برای تأیید نظریه خود از شواهد واقعی و هم‌چنین برخی مدل‌های اقتصادی استفاده کرده‌اند (لشکری، ۱۳۸۹).

بنابراین، بین اقتصاددانان در مورد تأثیر متغیرهای پولی بر متغیرهای واقعی اختلاف‌نظر وجود دارد. نقدینگی بسته به شرایط حاکم بر جامعه می‌تواند دو اثر متضاد بر اقتصاد داشته باشد، از یک‌سو با توجه به اینکه سبب توسعه مالی می‌شود، می‌تواند نیاز سرمایه‌گذاران را تأمین کند و سبب رونق بخش صنعتی شود و از این طریق موجبات رشد اقتصادی را فراهم کند. از سوی دیگر در زمانی که صنعت، شرایط جذب

1. Dingela et al

نقدینگی را نداشته باشد، رشد پول می‌تواند به سمت فعالیت‌های نامولد هدایت شده و یا با ایجاد تورم مشکلات اقتصادی گوناگونی را ایجاد کند. از این‌رو تأثیر رشد پول بر رشد اقتصادی با ابهام زیادی روبه‌روست و باید در شرایط مختلف اقتصادی مورد مطالعه قرار گیرد. در اینجا می‌توان به یکی دیگر از عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی اشاره کرد که می‌تواند دوگانگی‌های ایجاد شده در نظریات ارائه شده را تا حدودی برطرف سازد و آن نقش نهادها در رابطه‌ی بین عرضه‌ی پول و رشد اقتصادی است. با وجود نهادهای مناسب و کارا در جامعه، سیستم‌های بازار برای شرکت در سرمایه‌گذاری و بهبود روش تولید، انگیزه پیدا می‌کنند. بر اساس دیدگاه‌های نهادگرایی جدید، نوع حکمرانی، مقررات و نهادهای یک کشور از جمله عوامل اصلی تعیین‌کننده انگیزه‌ها و تمایلات افراد برای سرمایه‌گذاری فیزیکی و کسب مهارت و فناوری در آن جامعه هستند که همه‌ی این عوامل منجر به موفقیت اقتصادی در تولید بیشتر و درآمد بالاتر و رفاه اقتصادی بهتر در بلندمدت می‌شوند. به نظر می‌رسد اگر در شرایط کیفیت بالای نهادها که با شاخص‌هایی همچون: حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی، ثبات سیاسی، کارایی دولت، کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون و کنترل فساد اندازه‌گیری می‌شود پول کافی برای سرمایه‌گذاری در اقتصاد وجود داشته باشد، می‌توان رشد اقتصادی را بهبود بخشید و چه بسا در صورت وجود نهادهای ناکارا نقدینگی به‌سوی بخش نامولد اقتصاد حرکت کند و نه‌تنها موجب رشد اقتصادی نشود، بلکه اثرات تورمی جبران ناپذیری نیز به همراه داشته باشد.

بنابر این یک سؤال بسیار مهم این است که چه عواملی موجب می‌شود در یک جامعه رشد نقدینگی، تأثیر مثبت و در جوامعی دیگر تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد؟ مطالعه حاضر با هدف پاسخگویی به این سؤال کلیدی و ضروری انجام گرفته است. به‌منظور یافتن پاسخ مناسب به چنین سؤالی، نقش کیفیت نهادها در پژوهش حاضر مورد بحث قرار گرفته است، بنابراین در ادامه به بررسی ادبیات نقش نهادها در اثرگذاری سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی پرداخته شده و مطالعات تجربی مرتبط مرور خواهد شد. در بخش سوم مقاله روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی تشریح شده و در ادامه نتایج حاضر از برآورد این مدل ارائه خواهد شد. در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی بیان می‌شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر مطالعات گذشته

نقدینگی یکی از متغیرهای اساسی اقتصاد کلان محسوب می‌شود و نقشی که در تأمین مالی و نوسانات اقتصادی کشورها دارد و هم‌چنین تأثیر آن بر رشد اقتصادی بسیار مورد توجه می‌باشد. از یک‌سو، کمبود نقدینگی خود مانع مهمی برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود که می‌تواند آثار منفی بر رشد اقتصادی به همراه داشته باشد و از سوی دیگر رشد بی‌رویه نقدینگی، منجر به رشد سریع تقاضا برای کالاها و خدمات شده و چون عرضه کالاها و خدمات در کوتاه‌مدت محدود می‌باشد، این امر ایجاد تورم در اقتصاد را سبب می‌شود، بنابراین کنترل حجم نقدینگی هدف اصلی و نهایی کشورها برای دست‌یابی به اهداف کلان اقتصادی مانند افزایش در تولیدات، کنترل تورم، ایجاد موازنه در تراز پرداخت‌های خارجی و ایجاد اشتغال است (چاو و شین[1]، ۲۰۰۴).

هم‌چنین بررسی آمار مربوط به نقدینگی کشورهای مختلف نشان می‌دهد که لزوما بالا رفتن نقدینگی به تورم و تضعیف رشد اقتصادی منجر نشده است. در حقیقت دولت‌ها از کنترل نقدینگی به‌عنوان ابزاری برای دستیابی به اهداف نهایی اقتصاد استفاده می‌کنند. بدین منظور حجم نقدینگی به‌گونه‌ای در نظر گرفته می‌شود که از رشد تولیدات داخلی در حد ظرفیت‌های تولیدی حمایت و هم‌چنین از بروز تورم جلوگیری کند. دولت‌ها رشد نقدینگی را با استفاده از سیاست‌های پولی تحت کنترل قرار می‌دهند (لوزانو[2]، ۲۰۰۸). از مطالعه تحقیقات انجام شده طی سه دهه اخیر در زمینه بررسی تأثیرات رشد حجم پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله تولید و اشتغال، چنین استنباط می‌شود که میان اثرات رشد پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده حجم پول بر متغیرهای مزبور تمایز چشم‌گیر وجود دارد. شواهد تجربی موجود، مربوط به ارزیابی دو الگوی نئوکلاسیکی و کینزی می‌باشد. در مدل نئوکلاسیکی مشاهده می‌شود که تغییرات پیش‌بینی‌شده حجم پول بر متغیرهای حقیقی مؤثر نیستند، اما رشد پیش‌بینی‌شده پول در کوتاه‌مدت متغیرهای حقیقی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این مدل بر پایه فرضیه انتظارات عقلایی برخلاف فریدمن اعتقاد دارد که سیاست‌های پولی غیرسیستماتیک یا بدون قاعده بر متغیرهای حقیقی تأثیرگذارند. در الگوی کینزی به

1. Chow and Shen
2. Lozano

تأثیرگذاری هر دو جزء رشد پول بر تولید و اشتغال تأکید شده است. برخی از کینزی‌ها نیز فرضیه انتظارات عقلایی را پذیرفته‌اند با این تفاوت که اعتقاد دارند سیاست‌های اقتصادی پیش‌بینی‌شده در کوتاه‌مدت نیز از کارایی لازم برخوردارند (حیدری، ۱۳۸۷). از نظرکینز تغییرات پولی بر نرخ بهره تأثیر می‌گذارد؛ تغییر در نرخ بهره نیز میزان سرمایه‌گذاری را به‌صورت عکس تغییر می‌دهد و این به‌نوبه خود در همان جهت بر تقاضای مؤثر و به‌دنبال آن بر حجم تولید و سطح اشتغال تأثیر می‌گذارد (لشکری، ۱۳۸۹).

بر اساس مطالعات گسترده نظری و تجربی در حوزه توسعه و سیاست‌گذاری اقتصادی، یکی از عوامل تعیین‌کننده اثربخشی سیاست‌های اقتصادی، کیفیت نهادها و حکمرانی است. مطالعات زیادی به نقش نهادها در اثرگذاری سیاست‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند که از جمله می‌توان به مطالعه‌ی ایبارا و همکاران[1] (۲۰۱۵)، جود و همکاران[2] (۲۰۱۳)، لئوپولدو و همکاران[3] (۲۰۲۰) و رودریک[4] (۲۰۰۸)، اشاره کرد. محور این مطالعات بر پایه‌ی این موضوع است که چون سیاست‌های اقتصادی توسط دولت و نهادهای حاکم اجرا می‌شوند، لذا موفقیت و شکست این سیاست‌ها تا حد زیادی به خصوصیات این نهادها بستگی دارد. به همین دلیل است که ممکن است سیاستی در اقتصاد نتیجه مثبت به بار آورد و سبب رشد و پیشرفت شود و در اقتصادی دیگر نتیجه‌ای منفی به همراه داشته باشد. با توجه به اینکه رشد نقدینگی در اقتصاد به سیاست‌های مالی و پولی دولت برمی‌گردد، لذا مبنای نظری مطالعه حاضر نیز در حالت کلی براساس اهمیت و نقش کیفیت نهادها در اثرگذاری سیاست‌های مالی و پولی است. بنابراین فرضیه‌ای که مطرح می‌شود این است که تفاوت در نحوه‌ی اثرگذاری رشد نقدینگی در کشورها، می‌تواند به کیفیت نهادهای موجود در جامعه مربوط باشد.

بر اساس نظریه‌های رشد جدید، نهادهای کارا کلید پیشرفت اقتصادی هستند. سطح سرمایه فیزیکی و انسانی تأثیر چشم‌گیری بر درآمد کشورها دارد؛ از سویی با توجه به اینکه کیفیت نهادی کشور بر سطح سرمایه فیزیکی و انسانی بسیار مؤثر است، چنین استنباط می‌شود که مؤسسات کارا در افزایش درآمد ملی نقش به‌سزایی ایفا

1. Ibarra et al
2. Jude et al
3. Leopoldo et al
4. Rodrik

می‌کنند؛ زیرا نهادهای با کارایی بالا، انگیزه بیشتری برای سرمایه‌گذاری در منابع انسانی و فیزیکی فراهم می‌کنند، بنابراین، محیط سازمانی کشور بر شکل‌گیری سرمایه تأثیر فراوانی دارد. هم‌چنین سرمایه‌گذاری بیشتر متمایل به جریان به سوی کشورهای با نهادها و سیاست‌هایی است که در آن‌ها آزادی اقتصادی بیشتری وجود دارد. سطح کیفیت نهادی بالا دارای دو اثر تقویت‌کننده در رابطه بین سرمایه‌گذاری و رشد تولید ناخالص داخلی است؛ نهادهای کاراتر، هر دو سطح سرمایه‌گذاری (فیزیکی و انسانی) را افزایش می‌دهند و از سوی دیگر بهره‌وری را نیز بالا می‌برند (ایسیاکا[1] و همکاران، ۲۰۱۱). با توجه به مطالعات انجام گرفته، می‌توان چنین گفت حکمرانی خوب در قالب عملکرد بهتر نهادها در جهت تأمین نیازهای جامعه با بهره‌برداری بهینه و درست از منابع فیزیکی و انسانی موجود معنی پیدا می‌کند. در این راستا، وجود دستگاه اداری کارا در جامعه به عملکرد بهتر حکومت و افزایش کارایی دولت می‌انجامد، به این صورت که این‌چنین دستگاه اداری می‌تواند به ترویج عدالت اجتماعی کمک کند، پاسخ‌گوی فعال به نیازهای مردم باشد و تضمین‌کننده دسترسی عموم افراد جامعه به خدمات باکیفیت از قبیل بهداشت و درمان و سطح بالاتر تحصیلات و نیز فراهم کردن زمینه دست‌یابی به سرمایه‌های تولیدی و توسعه‌ی مردم محور و پایدار خواهد بود. پیش‌شرط توسعه‌ی اقتصادی یک کشور نهادهای کارا و مناسبی هستند که رشد اقتصادی را تقویت می‌کنند، به بیانی دیگر نهادها تأثیر به‌سزایی در کار، تلاش و ریسک‌پذیری در یک جامعه دارند. نهادهایی مانند حقوق مالکیت می‌توانند بر کار و تلاش و ذخیره ثروت و سرمایه‌گذاری و پس‌انداز، تأثیر مثبت داشته باشند. در نظامی که افراد آن غیرقابل اعتماد هستند و دستگاه اداری بازدارنده است یا حقوق مالکیت روشن نیست، منابع اتلاف شده و در نتیجه جامعه از مسیر توسعه دور می‌شود (حیدری و همکاران، ۱۳۹۴).

همان‌گونه که عنوان شد کیفیت نهادی سرنوشت بسیاری از سیاست‌های اقتصادی از جمله رشد نقدینگی را مشخص می‌کند. جذب نقدینگی باید همسو با افزایش نرخ سرمایه‌گذاری مولد باشد تا سبب شود جامعه به سوی رشد و توسعه اقتصادی هدایت شود. کنترل حجم و ثبات نقدینگی پیش شرط ثبات اقتصادی و ثبات متغیرهای کلیدی اقتصاد می‌باشد. در اقتصادهایی که فعالیت‌های بخش نامولد و رفتارهای سوداگرانه کمتر مشاهده می‌شود، افزایش حجم نقدینگی به تولید و سرمایه‌گذاری بیشتر می‌انجامد، اما

1. Isyaka

اگر در اقتصادی فعالیت‌های متنوع نامولد و رفتارهای سوداگرانه رایج باشد، افزایش نقدینگی نمی‌تواند سرمایه‌ها را به سمت امور تولیدی و سرمایه‌گذاری هدایت کند (محسنی زنوزی و همکاران، ۱۳۹۵). میزان کیفیت نهادهای موجود در جامعه سبب می‌شود تا با افزایش رشد نقدینگی شاهد دو اثر متضاد آن بر جامعه باشیم؛ از یک سو در اقتصادی باکیفیت نهادی بالا، میزان نقدینگی که به‌عنوان یکی از شاخص‌های توسعه مالی تلقی شده، با فراهم کردن نقدینگی واحدهای اقتصادی جامعه، زمینه رشد اقتصادی را فراهم می‌سازد، ولی از سوی دیگر در یک اقتصاد با وجود نهادهای ناکارا و ضعیف، افزایش نقدینگی مانده‌های وجوه سوداگرانه را افزایش می‌دهد و به رشد فعالیت‌های سفته‌بازانه در اقتصاد دامن می‌زند و این امر موجب جذابیت بخش غیرمولد و وسوسه برای خروج سرمایه‌های مولد به بازارهای غیرمولد می‌شود، که این امر در نهایت منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود، بنابراین، رشد نقدینگی در شرایط ضعف نهادها نه‌تنها کمکی به رشد اقتصادی نمی‌کند، بلکه می‌تواند صدمات جبران‌ناپذیری به اقتصاد کشور وارد کند. هم‌چنین رشد نقدینگی با ایجاد تورم و به دنبال آن کاهش ارزش پول ملی رشد اقتصادی را متوقف کرده و سطح رفاه جامعه را به طرز چشمگیری پایین می‌آورد. با توجه به نوآوری مطالعه حاضر در مورد نقش کیفیت نهادها در اثرگذاری رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی، مطالعات محدودی به این موضوع پرداخته‌اند، اما به‌طور خلاصه بر اساس بررسی مطالعات پیشین می‌توان مبانی نظری نقش نهادها در اثرگذاری رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی را به‌صورت موارد زیر مطرح کرد:

- کیفیت نهادها از جمله ثبات سیاسی و کیفیت مقررات، نقش مهمی در کاهش ریسک و نااطمینانی در اقتصاد دارد. اینکه نقدینگی در اقتصاد به آثار مثبت یا منفی منتهی شود، تا حد زیادی به میزان ریسک و نااطمینانی در جامعه مربوط می‌شود. با توجه به اثرگذاری نهادها در کاهش ریسک و نااطمینانی و کاهش هزینه‌های مبادله از دهه ۹۰ میلادی، توجه به عوامل نهادی به‌عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر متغیرهای اقتصادی، سیاسی و اجتماعی مورد توجه ویژه محققان قرار گرفته است (امیری و همکاران، ۱۳۹۶).

- کیفیت بالای نهادها موجب تخصیص بهتر منابع مالی در اقتصاد می‌شود. اقتصاددانان مالی طی دهه‌های اخیر بر اهمیت نقش نهادها در زمینه‌های مختلف اقتصادی تأکید فراوانی داشته‌اند. از نظر این اقتصاددانان کیفیت نهادی می‌تواند بر توسعه مالی مؤثر باشد. در صورت نبود یک چارچوب قانونی دقیق به دلیل اینکه سپرده‌گذاران اعتماد لازم را ندارند، بازارهای مالی توانایی خود را برای تجهیز منابع از دست می‌دهند و این امر

سبب انتقال وجوه به خارج شده و فرصت‌های سرمایه‌گذاری داخلی از دست می‌رود. در حقیقت می‌توان گفت که کیفیت نهادی نامناسب بازارهای مالی را تضعیف کرده و به دنبال آن رشد اقتصادی را با اخلال مواجه می‌کند (یانگ[1]، ۲۰۱۱)، بنابراین باتوجه به بررسی‌های انجام گرفته، بین رشد، توسعه‌ی مالی و کیفیت نهادی ارتباط وجود دارد. کشورهایی که در آن‌ها بخش خصوصی دسترسی راحت‌تری به تسهیلات اعتباری دارند و از توانایی بالایی در بازپرداخت بدهی‌ها برخوردارند، می‌توانند رشد فراگیر را تجربه کنند، با این وجود این احتمال وجود دارد که در صورت کیفیت پایین مؤسسات، رشدی اتفاق نیفتد (ینوسا و همکاران[2]، ۲۰۲۰). بر طبق نظریه‌ی رشد درون‌زا سیستم مالی که به خوبی کار می‌کند، از طریق سرمایه‌گذاری تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، به این صورت که یک سیستم مالی توسعه یافته، روند انتخاب و اجرای پروژه‌های سرمایه‌گذاری را که در جهت اهداف اقتصادی دولت است، تسهیل و تسریع می‌بخشد و از این طریق به رشد اقتصادی کمک می‌کند (بوجلبین[3]، ۲۰۲۱). در برخی از کشورهای درحال‌توسعه، بانک‌ها چندان تمایلی به افزایش وام‌ها ندارند، به دلیل اینکه سیستم قضایی ناکارا و نهادهای سیاسی و اداری فاسد مانعی برای بازپرداخت وام‌ها می‌گردند. حقوق مالکیت، کیفیت دیوان‌سالاری، کیفیت نهادهای قانونی و مسئولیت‌پذیری دولت از جمله عواملی هستند که در عملکرد سیستم مالی یک کشور نقش زیادی دارند. در مطالعات سری‌های زمانی که اختلاف در رابطه علیت بین تأمین مالی و رشد اقتصادی روشن است، مشخص شده است که تفاوتی مهم در روش تأثیرگذاری تأمین مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای مختلف وجود دارد و علت آن نیز اختلافات نهادی عنوان شده است. در مطالعه دیمتریدس و آندریانوا[4] (۲۰۰۴) نیز به این موضوع اشاره شده است که تفاوت در الگوی علیت، می‌تواند تفاوت در کیفیت مقررات مالی و حکومت را منعکس کند. برای نمونه افزایش اعتبارات بخش خصوصی، که یکی از شاخص‌های توسعه مالی تلقی می‌شود، ممکن است به افزایش رشد اقتصادی منجر نشود؛ زیرا به علت وجود فساد در نظام بانکداری یا مداخله سیاسی، اعتبار را به سوی فعالیت‌هایی با بهره‌وری کمتر هدایت می‌کند (احمدپورکچو، ۱۳۹۴).

1. Yung
2. Yinusa et al
3. Boujelmene
4. Demetriades and Andrianova

- کنترل فساد به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های اصلی کیفیت نهادها، از دیگر عواملی است که در چگونگی اثرگذاری رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی می‌تواند دخیل باشد. براساس ادبیات اقتصادی، فساد به‌عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های کیفیت نهادی می‌تواند بر کم و کیف سیاست پولی اثرگذار باشد (رحمانپور، ۱۳۹۲). سطح پایین‌تر فساد منجر به تخصیص بهتر منابع می‌شود. توسعه‌ی مالی ممکن است به دلیل فساد در سیستم مالی یا انحراف اعتبار به یک بخش غیرمولد در نتیجه دخالت‌های سیاسی، منجر به رشد اقتصادی نشود، بنابراین تأثیر مثبت توسعه‌ی مالی بر رشد نمی‌تواند به همه‌ی کشورها تعمیم داده شود؛ زیرا موفقیت سیاست‌های اقتصادی کشورها، به نهادهای مجری آن‌ها بستگی دارد. در کشورهایی که در آن‌ها مقررات دست و پا گیر اداری وجود ندارد و فساد در سطح پایینی قرار دارد و هم‌چنین از ثبات سیاسی و حاکمیت قانون برخوردارند، توسعه‌ی مالی می‌تواند رشد اقتصادی را به دنبال داشته باشد. اگر در اثر فساد اداری، سیستم وام‌دهی به بخش خصوصی به‌گونه‌ای باشد که افراد به بهانه سرمایه‌گذاری، از وام‌هایی با نرخ بهره کم برخوردار شده و این وام را صرف فعالیت‌های نامولد کنند، نتیجه آن افزایش نقدینگی در جامعه خواهد بود، چرا که در مقابل اعطای این وام‌ها تولید و اشتغالی صورت نگرفته است. بنابراین در این حالت افزایش نقدینگی، تورم در جامعه را در پی خواهد داشت (محمدپور اولی کندی، ۱۳۹۶). هم‌چنین صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۰) استدلال می‌کند که فساد در جامعه می‌تواند در انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری عمومی اخلال ایجاد کند، هزینه‌ها را افزایش دهد و نتایج ضعیف اقتصادی را به دنبال داشته باشد.

- از موارد دیگری که در این رابطه قابل بحث است، شرایط ثبات اقتصادی می‌باشد. در وضعیت ثبات اقتصادی، نقدینگی به سمت سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت‌تر که عموماً سرمایه‌گذاری‌های مولدتر نیز می‌باشند، سوق پیدا می‌کند ولی در شرایط بی‌ثبات اقتصادی، نقدینگی عموماً به سمت سفته‌بازی حرکت خواهد کرد. طبق مطالعه‌ی لئوپولدو و همکاران (۲۰۲۰)، ثبات سیاسی در کشور که از دیگر مؤلفه‌های کیفیت نهادی به شمار می‌رود، به کاهش نااطمینانی در خصوص تصمیمات سرمایه‌گذاران و پاسخ مثبت به محرک‌های مالی و درنهایت رشد اقتصادی، کمک می‌کند. عاصم‌اوغلو و همکاران[1] (۲۰۰۱) طبق مطالعه‌ای که انجام داده‌اند، بیان کرده‌اند کشورهایی که دارای

1. Acemoglu et al

مؤسسات بهتری هستند، برای دستیابی به درآمد بیشتر از سرمایه‌های فیزیکی و انسانی به‌طور مؤثرتری استفاده می‌کنند. هم‌چنین براساس مطالعه‌ی رودریک (۲۰۰۸)، نهادهای بهتر به حفظ ثبات اقتصاد کلان کمک می‌کنند در نتیجه کشورهایی با کیفیت نهادی بهتر، نسبت به محرک‌های مالی واکنش مثبت نشان می‌دهند.

- در برخی از مطالعات دیگر به این موضوع پرداخته شده است که آیا کیفیت نهادها بر اینکه رشد نقدینگی به تورم بینجامد می‌تواند مؤثر باشد یا نه. در این راستا، ایبارا و همکاران (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای به بررسی نقش نهادها در رابطه‌ی بین تورم و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. آنها بیان کرده‌اند که هدف مهم سیاست پولی، دستیابی به نرخ رشد بالا و پایدار، همراه با نرخ تورم پایین و پایدار است. اقتصادهایی که مؤسسات ضعیف‌تری دارند، بدون تجربه اثرات منفی رشد، نرخ تورم بالایی نشان می دهند. آن‌ها هم‌چنین اهمیت القای کیفیت نهادی در رابطه‌ی بین تورم و رشد را تأیید کرده‌اند. بوجلبین (۲۰۲۱)، در مطالعه‌ی خود تأکید می‌کند که بدون تردید ثبات سیاسی و سطح دموکراسی بالا، شرط لازم برای تثبیت متغیرهای اصلی اقتصاد کلان است. رهبران مستبد، تمایل دارند مردمان خود را سرکوب کنند تا در قدرت بمانند و درآمد عمومی را در جهت رسیدن به اهداف شخصی و حمایت طلبانه خود به‌کار ببرند. چنین رفتاری به‌طور حتم سبب افزایش تورم در کشور می‌شود.

- مساله دیگری که باید در این رابطه به آن پرداخته شود، کسری بودجه و ساختار مالیاتی دولت است. مطالعات زیادی نشان می‌دهند که کسری بودجه و ناکارآمدی سیستم مالیاتی تا حد زیادی به کیفیت نهادها مربوط می‌شود. در وضعیت کسری گسترده بودجه و سیستم مالیاتی ناکارآمد، اینکه رشد نقدینگی چه مسیری را در اقتصاد طی کند، به رفتار دولت و کیفیت حکمرانی بستگی خواهد داشت. در یک مطالعه‌ی انجام شده توسط (کوکرمن و همکاران[1]، ۱۹۹۲)، تصریح شده است اقتصادهایی که دارای مؤسسات ضعیف هستند، تمایل دارند از سیستم مالیاتی ناکارآمد استفاده کنند. در این کشورها وجود قوانین دست و پاگیر، درآمد کم کارمندان دولتی و... سبب شیوع بیشتر فساد اداری می‌شود. در چنین حالتی تمایل به دور زدن سیستم مالیاتی کشور و رانت‌جویی افزایش می‌یابد؛ به عبارت دیگر، این فساد اداری و مالی سبب می‌شود که درآمد مالیاتی دولت کاهش یابد و به‌دنبال آن بودجه دولت دچار کسری شود، بنابراین با نشر و چاپ پول، دولت در پی جبران این درآمد خواهد بود که افزایش در حجم پول،

1. Cukierman et al

افزایش تورم را به دنبال دارد (کوکرمن و همکاران، ۱۹۸۹). در همین رابطه طبق مطالعه‌ی رحمانپور (۱۳۹۲)، فساد مالی یا اقتصادی سبب تغییر درآمد و هزینه‌های دولت شده، به‌طوری‌که دولت دچار کسری بودجه می‌شود و این کسری در بودجه دولت در برنامه‌های آن اختلال ایجاد می‌کند که در نتیجه این امر دولت به‌منظور دستیابی به اهدافی مانند اهداف سیاسی و جلب نظر مردم، بر مقامات پولی فشار وارد می‌کند تا برای پرکردن شکاف بودجه دولت، عرضه‌ی پول را افزایش دهند و یا از طریق عملیات بازار باز از مردم قرض بگیرد که در این صورت رشد نقدینگی به سمت رشد اقتصادی هدایت نمی‌شود.

- یکی دیگر از کانال‌های نقش‌آفرینی کیفیت نهادی در رابطه بین رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی به موضوع استقلال بانک مرکزی برمی‌گردد. دولت کارآمد و حکمران خوب، به سمت استقلال هرچه بیشتر بانک مرکزی حرکت می‌کند و برعکس، دولت‌های ناکارآمد همواره مخالف استقلال بانک مرکزی هستند. در کشورهایی که بانک مرکزی مستقلی ندارند، سیاست‌های پولی، به دلیل دستوری بودن نرخ سود بانکی و انتشار اوراق مشارکت و ایجاد رشد فزاینده، بازده‌ی آن‌ها بیش از آن‌که بر بخش واقعی اقتصاد مؤثر باشد، سبب نوسانات اقتصادی شده که علاوه بر افزایش هزینه استقراض دولت، سبب افزایش حداقل نرخ جذب‌کننده سرمایه در سایر بازارها و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و تأثیر بر رفتار سفته‌بازان شده و این در حالی است که از وظایف بانک مرکزی، ایجاد ثبات اقتصادی و در نهایت کاهش زیان اجتماعی است. بر این اساس برخی از اقتصاددانان معتقدند این‌گونه مشکلات به طور عمده به‌دلیل عدم استقلال بانک مرکزی کشور به وجود آمده است (قدیمی و همکاران ۱۳۹۹). در همین راستا (فاتن[1]، ۱۹۹۲) در مطالعه‌ای اظهار داشت نهادهای ضعیف می‌توانند با سطح پایین‌تری از استقلال بانک مرکزی همراه باشند. در کشورهایی که بانک مرکزی تحت نفوذ و سلطه‌ی دولت است دولت در پی جبران کسری بودجه از اهرم فشار بر بانک مرکزی استفاده کرده و اقدام به نشر پول می‌کند. کوکرمن و همکاران (۱۹۹۲) نیز به‌طور تجربی نشان داده‌اند که کشورهایی با سیستم سیاسی بی‌ثبات و قطبیده شده، ساختار مالیاتی ناکارا دارند، بنابراین به درآمد حق‌الضرب تکیه می‌کنند. علاوه بر این، آن‌ها نشان داده‌اند که حق‌الضرب بالا، استقلال کم بانک مرکزی و بی‌ثباتی رژیم، هر سه با هم ظاهر می‌شوند.

1. Fatton

۲-۱- مطالعات پیشین

در مورد نقش کیفیت نهادها در اثرگذاری رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی مطالعات زیادی انجام نشده و مطالعات قبلی بیشتر به نقش نهادها بر رشد و اثرات نقدینگی پرداخته‌اند.

مصلحی (۱۳۸۵)، در مطالعه خود با هدف بررسی تأثیرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای حقیقی و اسمی در اقتصاد ایران، تحلیل‌های خود را بر مبنای دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۳۸ و استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط قرار داده است. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که اعمال سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران قادر نیست متغیرهای حقیقی را تحت تأثیر قرار دهد، درنتیجه قسمت عمده تأثیرات آن‌ها در بخش اسمی اقتصاد و به عبارتی سطح قیمت‌ها تخلیه می‌شود.

لشکری (۱۳۸۹)، نظریه‌های مختلف اقتصادی در مورد تأثیر متغیرهای پولی از جمله تغییر حجم پول بر متغیرهای واقعی اقتصاد از جمله تولید واقعی و رشد اقتصادی را مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار داده است. روش تحقیق این پژوهش توصیفی است و با رویکرد پول‌گرایان به بررسی خنثی بودن و یا خنثی نبودن پول طی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۷ در اقتصاد ایران می‌پردازد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در مجموع بین متغیرهای واقعی اقتصاد (تولید و اشتغال) و حجم پول رابطه معناداری وجود ندارد و سیاست‌های پولی در ایران خنثی است.

محسنی زنوزی و همکاران (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر کنترل فساد و افزایش نقدینگی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب درحال‌توسعه پرداخته‌اند. در این تحقیق از داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۲ و روش داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که کنترل فساد، رشد اقتصادی را در کشورهای مورد مطالعه افزایش داده است. هم‌چنین نتایج پژوهش نشان می‌دهد درصورتی‌که کنترل فساد همراه با افزایش نقدینگی باشد موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

زاپودی انو[1] و همکاران (۲۰۱۰)، به بررسی رابطه عرضه پول با تولید ناخالص داخلی برای رومانی طی یک دوره ۱۵ ساله با استفاده از مدل ARIMA پرداخته‌اند. آن‌ها نتیجه گرفته‌اند که تولید ناخالص داخلی و عرضه پول روابط نزدیک به هم دارند.

حیدر[1] و همکاران (۲۰۱۱)، به بررسی پیامدهای بی‌ثباتی سیاسی، حکومت و فساد اداری بر تورم و رشد در مورد کشور پاکستان برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۵۰

1. Zapodeanu

پرداخته‌اند. آن‌ها در این مطالعه از مدل تغییر رژیمی مارکوف استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای اساسی اقتصاد کلان از جمله رشد اقتصادی در طول حرکت از رژیم‌های خودکامه به رژیم‌های دموکراتیک بهبود داشته‌اند.

وانگ یان لیانگ[2] (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای که انجام داده، به تجزیه و تحلیل تجربی رابطه‌ی بین عرضه پول، رشد اقتصادی و تورم در چین بین سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۸ پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هیچ رابطه سازگاری میان عرضه پول، تورم و رشد اقتصادی وجود ندارد. هم‌چنین بین عرضه پول و رشد اقتصادی هیچ رابطه همبستگی یافت نشده است و بین هدف رشد اقتصادی و ثبات قیمت در چین تناقض وجود دارد.

اداسی[3] (۲۰۱۳)، توسعه مالی و رشد اقتصادی را برای کشور غنا در طول دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۱ بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که توسعه مالی از جمله عرضه پول، رشد اقتصادی را تضعیف می‌کند.

دینگلا و خوبای[4] (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر پویایی عرضه گسترده پولی بر رشد اقتصادی در آفریقای جنوبی با استفاده از داده‌های سری زمانی از سال ۲۰۱۶-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. این مطالعه با استفاده از رویکرد تست انتقالی مجدد (ARDL) مدل سازگاری و تصحیح خطا برای بررسی تأثیر عرضه پول بر رشد اقتصادی پرداخته شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که بین عرضه پول و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه مثبت وجود دارد.

کاوولی و ویلسون[5] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه فساد و استقلال بانک مرکزی در یک سیاست بهینه پرداخته‌اند. آن‌ها از یک مدل اقتصاد باز کوچک استفاده کرده‌اند که در آن سرمایه‌گذاران خارجی با مشکلات ناشی از ضعف کیفیت نهادی مواجه هستند. آن‌ها ابزار بانک مرکزی را نرخ بهره در نظر گرفته و درنهایت دریافته‌اند که هرچند افزایش فساد، سیاست پولی را مختل می‌کند و رشد حجم پول را افزایش می‌دهد، اما عدم استقلال بانک مرکزی، تأثیر فساد بر سیاست پولی را تشدید می‌کند.

---

1. Haider
2. Yan liang
3. Adusei
4. Dingela and Khobay
5. Kavoli & wilson

هوانگ و وی[1] (۲۰۰۶)، نهاد ضعیف (فساد) را به‌عنوان کاهش‌دهنده توانایی دولت در جمع‌آوری درآمد از طریق کانال‌های رسمی، در نظر گرفته‌اند. در الگوی آن‌ها فرض می‌شود بودجه دولت از دو طریق تأمین مالی می‌شود؛ مالیات بر تولید و حق‌الضرب. حال هر چه کیفیت نهادی در یک اقتصاد، ضعیف‌تر باشد، (فساد بیشتر باشد)، هزینه جمع‌آوری مالیات بالاتر خواهد بود در نتیجه دولت تمایل بیشتری به افزایش حق‌الضرب خواهد داشت.

همان‌طور که مشخص است مطالعات قبل بیشتر به اثرات رشد پول بر رشد اقتصادی پرداخته و نتایج متفاوتی از شواهد تجربی به‌دست آمده و کمتر به علت و بستر لازم جهت اثرگذاری مثبت بر رشد پرداخته شده است. ازاین‌رو سؤالی که پیش می‌آید این است که رشد نقدینگی در چه شرایطی می‌تواند در جهت رشد اقتصادی حرکت کند و دولت‌ها چگونه می‌توانند با استفاده از چنین ابزاری رشد اقتصادی را هدف قرار دهند و در جهت صنعتی شدن گام بردارند. مطالعه حاضر در راستای پاسخ به چنین سؤالاتی گردآوری شده است. در این مطالعه اثرات رشد پول بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن نقش کیفیت نهادها و با رویکرد غیرخطی موردبررسی قرار گرفته شده و تلاش شده است ابهامات مربوط به نحوه این اثرگذاری را برطرف شود.

۳- روش پژوهش

مدل‌های رگرسیونی آستانه‌ای تابلویی بر اساس داده‌های تابلویی هستند که اولین بار توسط هنسن[2] (۱۹۹۹) ارائه شده‌اند. در این مدل‌ها ضرایب رگرسیونی اجازه دارند تا در طول زمان و براساس واحدهای مقطعی تغییر یابند. مشاهدات تابلویی در این مدل‌ها به چند گروه یا رژیم همگن تقسیم می‌شوند و این تقسیم‌بندی براساس مقدار متغیر انتقال که مقداری کمتر یا بیشتر از حد آستانه‌ای داشته باشد، صورت می‌گیرد. در مدل‌های مبتنی بر داده‌های تابلویی، اثرات زمانی و مقطعی ناهمگن در داده‌ها به‌وسیله مدل تأثیرات ثابت و یا تصادفی تعیین می‌شوند. در این مدل‌ها شیب تابع انتقال بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد (جعفری و همکاران، ۱۳۹۵).

1. Huang & Wei
2. Hansen

یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال توسط گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) به‌صورت زیر تصریح شده است:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'.x_{it} + \beta'_{1}x_{it}\left(q_{it};\gamma,c\right) + u_{it} \qquad i = 1,...,N, t = 1,...,T \qquad (1)$$

در این مدل y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برونزا، μ_i اثرات تابع مقاطع و u_{it} نیز جزء اخلال با فرض $i.i.d.N\left(0,\sigma_\varepsilon^2\right)$ می‌باشد. هم‌چنین تابع انتقال g یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که به وسیله مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شود. به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$g\left(q_{it};\gamma,c\right) = \left[1 + \exp\left(-\gamma\Pi_{j=1}^{m}\right)\left(q_{it} - c_j\right)\right]^{-1} \qquad (2)$$

در این تابع γ پارامتر شیب و بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر و q_{it} متغیر انتقال است که این متغیر می‌تواند براساس مطالعه کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته و یا هر متغیر دیگری که خارج از مدل است و از نظر مبانی تئوریکی در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی است، انتخاب شود. در این مطالعه کیفیت نهادها به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب شده که این امر نیز برگرفته از مطالعه‌ی ایباررا و همکاران (۲۰۱۵) و مبانی نظری است. هم‌چنین با توجه به هدف مطالعه حاضر، به سبب بررسی اینکه آیا تأثیر رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی در طول رژیم‌های مختلف متأثر از سطوح مختلف کیفیت نهادی است یا نه، این متغیر به‌عنوان متغیر انتقال در تخمین مدل استفاده می‌شود و فرض بر این است که در سطوح مختلف کیفیت نهادی رابطه‌ی بین رشد نقدینگی و رشد اقتصادی از یک الگوی غیرخطی پیروی کند و این فرض در مطالعه‌ی حاضر مورد آزمون قرار می‌گیرد.

همین‌طور $c = \left(c_1,...,c_m\right)'$ بیان‌کننده یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان-های وقوع تغییر رژیم است.

بر طبق مطالعه گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، به‌طور معمول تابع انتقال دارای یک یا دو حد آستانه‌ای است که با m=1 و m=2 نشان داده می‌شود. در m=1 یک مدل PSTR دو رژیمی را خواهیم داشت که اگر پارامتر شیب در این حالت به سمت بی‌نهایت میل کند و مقدار متغیر انتقال بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای باشد، تابع انتقال g مقدار عددی ۱ به خود می‌گیرد و اگر مقدار متغیر انتقال کمتر از حد آستانه‌ای باشد، تابع انتقال مقدار

عددی صفر دارد. اگر m=2 باشد و پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، یک تابع انتقال سه رژیمی را خواهیم داشت؛ به این صورت که برای مقادیر بزرگ‌تر و کوچک‌تر از متغیر انتقال، تابع انتقال g مقدار عددی ۱ و در غیر این صورت مقدار عددی صفر را خواهد داشت. هم‌چنین در این حالت اگر پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، مدل PSTR به یک مدل رگرسیون خطی یا همگن با اثرات ثابت تبدیل می‌شود. با توجه به مطالب فوق، ضرایب تخمینی در مدل PSTR با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب به‌طور پیوسته بین دو حالت حدی g=1 و g=0 تغییر می‌یابد، که این دو حالت حدی به‌صورت زیر بیان می‌شوند:

$$y_{it}=\begin{cases}\mu_i+\beta'.x_{it}+u_{it} & g=0\\ \mu_i+(\beta'_0+\beta'_1)x_{it}+u_{it} & g=1\end{cases}$$

در نهایت شکل تعمیم یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it}=\mu_i+\beta'.x_{it}\sum_{j=1}^{r}\left[\beta'_j x_{it}\right]q_j\left(q_{it}^{j};\gamma_j,c_j\right)+u_{it}$$

در این رابطه r تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی میان متغیرها، μ_i اثرات ثابت مقاطع، x_{it} برداری از متغیرهای برون‌زا، β' بردار ضرایب و u_{it} جمله خطا را نشان می‌دهد. برآورد مدل PSTR نیز با حذف اثرات ثابت از طریق حذف میانگین‌های انفرادی با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[1] (NLS) که معادل تخمین زن حداکثر راست نمایی (ML) است، صورت خواهد گرفت.

مراحل تخمین یک مدل PSTR مطابق با مطالعات انجام گرفته توسط فوک و همکاران (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) و جود (۲۰۱۰)، به این صورت است که در مرحله نخست ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل PSTR بودن انجام می‌گیرد. برای این منظور به پیروی از کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶)، از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F) و نسبت درست نمایی (LR) استفاده می‌شود. در این آزمون در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن روابط میان متغیرها، گام بعدی تعیین تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی میان متغیرهاست. اگرچه آزمون خطی بودن در این مدل می‌تواند با آزمون فرضیه صفر انجام می‌شود، اما به دلیل اینکه مدل PSTR تحت فرضیه صفر دارای پارامترهای مزاحم نامعین است، آماره‌های آزمون فرضیه‌های فوق غیراستاندارد هستند.

برای برطرف کردن این مشکل لوکونن و همکاران (۱۹۸۸)، و تراسورتا (۱۹۹۸)، پیشنهاد دادند که از تقریب تیلور استفاده شود. برای این منظور گونزالز و همکاران کولیتاز و هارولین تقریب تیلور برای تابع انتقال g را پیرامون $\gamma = ۰$ پیشنهاد کرده‌اند که به‌صورت زیر تعریف می‌شود (شهبازی و سعیدپور، ۱۳۹۲):

$$y_{it} = \mu_i + \beta'^{*}_{۰} x_{it} + \beta'^{*}_{۱} x_{it} q_{it} + \ldots + \beta'^{*}_{m} x_{it} q_{it}^{m} + u^{*}_{it}$$

که در این معادله فرضیه صفر به‌صورت $H^{*}_{۰}: \beta^{*}_{۱} = \ldots = ۰$ تعریف می‌شود و با رد این فرضیه وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها تأیید شده و در صورت عدم رد آن تصریح خطی از مدل پیشنهاد می‌گردد.

همانطورکه بیان شده است، در این مقاله برای نشان دادن نقش کیفیت نهادها در اثرگذاری رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی استفاده می‌شود که در آن شاخص کیفیت نهادها به‌عنوان متغیر انتقال در مدل وارد می‌گردد؛ بنابراین بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی، مدل PSTR زیر به‌منظور برآورد و استنتاج نتایج در نظر گرفته می‌شود هم‌چنین الگوی اقتصادسنجی مورد استفاده در این تحقیق برگرفته از مدل جود و همکاران (۲۰۱۳) می‌باشد و به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$(Growth)_{it} = \mu_i + \alpha_0 (Mg)_{it} + \alpha_1 (Trade)_{it} + \alpha_2 (Gs)_{it} + \alpha_3 (Fdi)_{it} + [\beta_0 (Mg)_{it} + \beta_1 (Trade)_{it} + \beta_2 (Gs)_{it} + \beta_3 (Fdi)_{it}] F (q_{it} ; \gamma , c) + u_{it}$$

که در این مدل، Growth رشد تولید ناخالص داخلی به‌صورت درصد سالانه، Mg رشد گسترده پول به‌صورت درصد سالانه، Trade شاخص تجارت (به‌صورت سهم تجارت از تولید ناخالص داخلی)، Gs اندازه دولت (سهم مخارج مصرفی از تولید ناخالص داخلی) و FDI جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی)، است. نمونه مورد بررسی مطالعه حاضر منتخبی از کشورهای درحال-توسعه[۱]، می‌باشد که از نظر وجود داده‌های کافی از این گروه انتخاب شده‌اند. منبع داده‌ها نیز بانک جهانی می‌باشد.

با توجه به موضوع مورد بررسی، یعنی نقش کیفیت نهادها در اثرگذاری رشد نقدینگی بر روی رشد اقتصادی، شاخص کیفیت نهادها به‌عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شده که در مطالعات مشابه نیز با همین منطق متغیر انتقال انتخاب شده است. شاخص کیفیت نهادها از میانگین شش شاخص: حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی[۱]، ثبات

سیاسی[۱]، اثربخشی دولت[۱]، کیفیت مقررات[۱]، حاکمیت قانون[۱] و کنترل فساد[۱] به‌دست آمده است که این شش شاخص براساس آمارهای شاخص حکمرانی جهانی[۱] (WGI) می‌باشد.

برای برآورد مدل PSTR ابتدا می‌بایست مانایی متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. نتایج آزمون مانایی با رویکرد لوین، لین و چو[۱] (LLC) در جدول ۱ گزارش شده است. این آزمون از مهم‌ترین آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های ترکیبی است. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود یک ریشه واحد است. بر اساس نتایج این جدول، تمامی متغیرهای مورد بررسی در مدل مانا بوده‌اند و لذا نیاز به بررسی هم‌انباشتگی متغیرها نیست.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها (آماره t)

متغیر	آماره	معناداری
Growth	-۱۹/۷۹۲۶	(۰/۰۱)
Mg	-۱۹/۵۸۴۵	(۰/۰۱)
Trade	-۴/۹۹۶۱۳	(۰/۰۱)
Gs	-۶/۰۵۴۷۹	(۰/۰۱)
Fdi	-۱۰/۷۵۰۳	(۰/۰۱)
Ins (متغیر انتقال)	-۶/۳۴۸۴۱	(۰/۰۱)

منبع: یافته‌های پژوهش

قبل از شروع فرآیند برآورد مدل غیرخطی PSTR ابتدا باید آزمون غیرخطی بودن باقیمانده‌ها به‌عنوان مجوز استفاده از این مدل انجام گیرد. در جدول ۲، نتایج آزمون‌های LM_w[۱]، LM_F[۱] و LR[۱] که خطی یا غیرخطی بودن مدل را نشان می‌دهد، ارائه شده است. فرضیه‌ی صفر این آزمون، عدم وجود رابطه غیرخطی با در نظر گرفتن کیفیت نهادها به‌عنوان متغیر انتقال است. طبق این نتایج تمامی آماره‌های آزمون خطی بودن، در سطح معنی‌داری بالایی حاکی از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها می‌باشند. پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه، یعنی وجود حداقل یک تابع انتقال در ادامه باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده‌ها به‌منظور تعیین تعداد توابع انتقال مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور به پیروی از گونزالز و

همکاران[1] (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین[1] (۲۰۰۶) فرضیه صفر وجود الگوی PSTR با یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با حداقل دو تابع انتقال مورد آزمون قرار گرفته که نتایج آن در جدول ۲، ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر کفایت در نظر گرفتن یک تابع انتقال در هر دو حالت وجود یک و دو حد آستانه‌ای رد نشده است، بنابراین یک تابع انتقال قادر به تصریح رفتار غیرخطی میان رشد نقدینگی و رشد اقتصادی می‌باشد.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های خطی بودن و نبود رابطه غیرخطی در باقیمانده‌ها

	m=1			m=2		
	LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
H_0: r =0 H_1: r =1	۴۶/۴۵۷ (۰/۰۰۰)	۱۱/۲۴۷ (۰/۰۰۰)	۴۷/۲۸۹ (۰/۰۰۰)	۱۲۶/۹۴۷ (۰/۰۰۰)	۱۶/۳۴۷ (۰/۰۰۰)	۱۳۳/۴۶۱ (۰/۰۰۰)
H_0: r =1 H_1: r =2	۳/۴۰۴ (۰/۴۹۳)	۰/۷۹۲ (۰/۵۳۰)	۳/۴۰۸ (۰/۴۹۲)	۶/۱۳۰ (۰/۶۳۳)	۰/۷۱۲ (۰/۶۸۱)	۶/۱۴۵ (۰/۶۳۱)

منبع: یافته‌های پژوهش

توجه: r بیانگر تعداد توابع انتقال و m بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای است. مقادیر داخل پرانتز احتمال مربوط به هر آماره را نشان می‌دهند.

مرحله بعدی برای برآورد مدل، تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای می‌باشد. برای این منظور مدل PSTR متناظر با هر یک از این حالت‌ها برآورد می‌شود و از میان آن‌ها مدل بهینه بر اساس معیارهای مجموع مجذور باقیمانده‌ها، شوارتز و آکائیک انتخاب می‌شود. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که بر اساس معیارهای شوارتز و آکائیک، مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای مدل بهینه است.

جدول۳. تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز BIC	معیار آکائیک AIC
m=1	۵/۰۱۲۶	۲/۵۰۱۲	۲/۴۶۲۲
m=2	۵/۰۰۴۸	۲/۵۴۱۵	۲/۴۹۸۵

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای برآورد شده که نتایج آن در جدول ۴ ارائه شده است. در این جدول پارامتر شیب که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل۷/۹۲ گزارش شده و حد آستانه‌ای کیفیت نهادها نیز به‌عنوان نقطه عطف و متمایزکننده دو رژیم بیان شده در مدل PSTR معادل۱/۲۰- برآورد شده، که مقدار آنتی‌لگاریتم آن ۶ درصد است، لذا تا زمانی که سطح کیفیت نهادها کمتر از ۶ درصد باشد، رفتار متغیرها مطابق رژیم اول خواهد بود و درصورتی‌که این مقدار از ۶ درصد تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم می‌باشد. بدیهی است به دلیل وجود مشکل ناهمگنی در ضرایب کشورهای مختلف و ناپایداری متغیرهای تخمینی در طول زمان در داده‌های تابلویی، تفسیر مقادیر عددی ضرایب به‌عنوان کشش غیرمعقول است، لذا در تبیین نتایج حاصل از تخمین تنها علائم ضرایب رگرسیونی، شدت و تغییرات آن‌ها مورد بحث قرار می‌گیرد.

جدول ۴. نتایج برآورد مدلPSTR

قسمت خطی مدل		قسمت غیرخطی مدل	
Mg_0	-۰/۰۳۷۸ (-۱/۰۹۸۶)	Mg1	۰/۱۱۰۱ (۲/۸۳۰۸)
Gs_0	-۱/۰۸۰۳ (-۵/۸۹۲۹)	Gs1	۱/۰۴۲۴ (۵/۶۱۵۶)
$Trade_0$	۰/۰۹۹۴ (۳/۷۱۴۷)	Trade1	-۰/۰۸۸۲ (-۳/۱۹۸۱)
FDI_0	-۰/۳۲۷۵ (-۵/۶۸۵۲)	FDI_1	۰/۴۱۴۸ (۶/۵۹۸۱)
مکان وقوع تغییر رژیم C = -۱/۲۰۰۴ آنتی‌لگاریتم C = ۰/۰۶۳۰ پارامتر شیب γ = ۷/۹۲۹۶			

منبع: یافته‌های پژوهش

توجه: مقادیر داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t بوده و γ و C نیز به ترتیب بیانگر پارامتر شیب و حد آستانه‌ای می‌باشد.

رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال کمتر از حد آستانه‌ای (محل وقوع تغییر رژیم) می‌باشد، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و مدل به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$FDI - ۰/۳۲۷۵\ Trade\ ۰/۰۹۹۴\ Gs + -۱/۰۸۰۳\ Mg - ۰/۰۳۷۸ Growth = \beta_0$$

رژیم حدی دوم نیز متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، اما مقدار متغیر انتقال بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای است، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و مدل در این رژیم به‌صورت ذیل تصریح می‌شود:

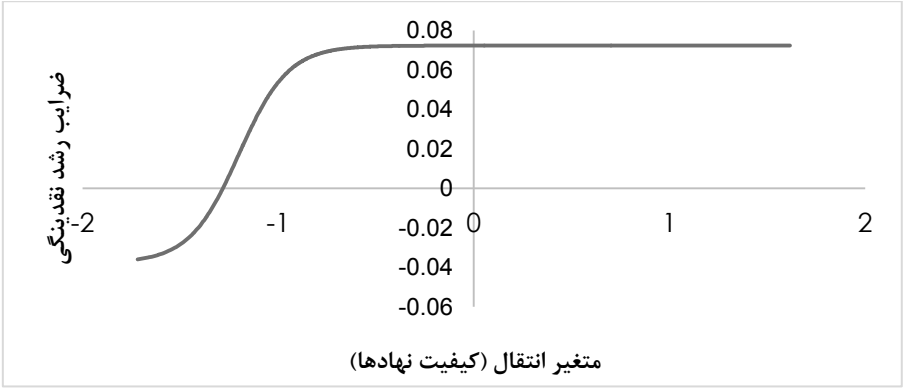
$$FDI ۰/۰۸۷۳\ Trade + ۰/۰۱۱۲ + Gs ۰/۰۳۷۹ - Mg\ ۰/۰۷۲۳ + Growth = \beta_0$$

بنابراین بر اساس نتایج به‌دست آمده، متغیر رشد نقدینگی (Mg) در رژیم اول دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی است، ولی با عبور مقدار متغیر انتقال از حد آستانه‌ای تغییر علامت داده و دارای اثر مثبت بر رشد اقتصادی می‌باشد. با توجه به مطالب گفته شده، درصورتی‌که سطح کیفیت نهادها از ۶ درصد فراتر رود، مدل وارد رژیم دوم خواهد شد. در نتیجه مشاهده می‌شود که بنا به سطوح مختلف کیفیت نهادی، رابطه نامتقارنی بین رشد نقدینگی و رشد اقتصادی وجود دارد. متغیر آزادسازی تجاری (Trade) قبل از حد آستانه‌ای و در رژیم اول اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد که در رژیم دوم از مقدار اثر مثبت آن کاسته شده است. متغیر اندازه دولت (Gs) در هر دو رژیم دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی است که با ورود به رژیم دوم تأثیر منفی آن کمتر شده است. متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) در رژیم اول اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد، اما پس از ورود به رژیم دوم تغییر علامت داده و بر رشد اقتصادی اثر مثبت می‌گذارد.

همان‌طور که بیان شد، چون این ضرایب برای دو حالت حدی تابع انتقال به‌دست آمده و در عمل رفتار متغیرها مابین این دو رژیم قرار می‌گیرند، ازاین‌رو مقدار عددی ضرایب متغیرها را در حالت‌های حدی نمی‌توان مقایسه کرد، چرا که مقدار این ضرایب برای کشورهای مختلف و در طول زمان یکسان نبوده و با توجه به مقدار متغیر انتقال و پارامتر شیب تغییر می‌کند. پس به‌منظور ارائه درک روشن‌تری از نتایج به‌دست آمده، ضرایب تخمینی هر یک از متغیرها با توجه به سطوح مختلف متغیر انتقال و پارامتر شیب محاسبه و در نمودارهای ۱ تا ۴ ترسیم شده‌اند.

در نمودار ۱، ضرایب رشد نقدینگی در مقابل متغیر انتقال رسم شده است. در حقیقت این نمودار کشش رشد اقتصادی را نسبت به تغییرات نقدینگی به ازای سطوح

مختلف کیفیت نهادی نشان می‌دهد. همان‌طور که در این نمودار مشاهده می‌شود، افزایش رشد نقدینگی در رژیم اول منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود، که با گذار از حد آستانه‌ای یا ورود به رژیم دوم، جهت تأثیرگذاری عوض شده و رشد نقدینگی رشد اقتصادی را افزایش خواهد داد.

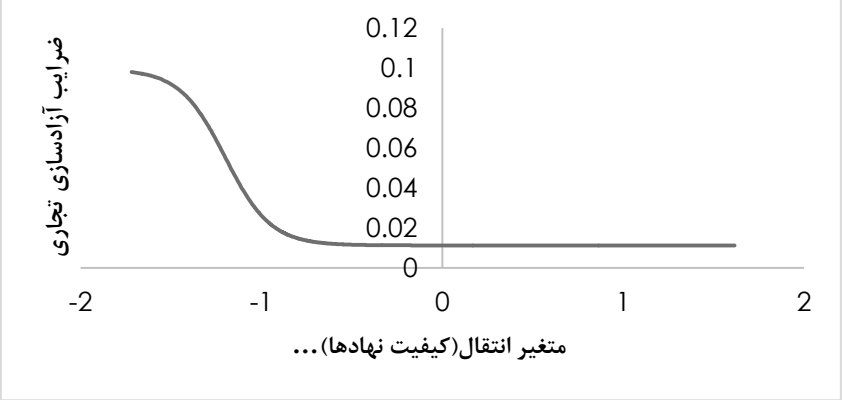


نمودار ۱. ضرایب رشد نقدینگی در مقابل متغیر انتقال

در تفسیر نتایج فوق، می‌توان بیان داشت که موفقیت سیاست‌های دولت در وهله اول به کیفیت حکمرانی و در حقیقت به نحوه عمل مجریان سیاست بستگی دارد. دولت ناکارا و ناتوان ممکن است برای حل مشکلات خود به‌طور مداوم و غیراصولی به چاپ پول و اقدامات دستوری به سیستم بانکی بپردازد. این عمل حجم پول در اقتصاد را افزایش می‌دهد که می‌تواند موجب تضعیف پول ملی شود، بنابراین یکی از چالش‌های بزرگ پیش روی دولت‌ها، هدایت درست نقدینگی به سمت بخش‌های مولد اقتصاد است، در این راستا کیفیت حکمرانی نقش بزرگی می‌تواند ایفا کند. به‌عنوان مثال دولت‌های پاسخ‌گو دقت بیشتری به اجرای سیاست‌های اقتصادی و عوارض آن دارند. فساد، عدم حاکمیت قانون و اثربخشی پایین دولت، به افزایش رانت در جامعه دامن می‌زند. بوروکراسی اداری سنگین و نظام مقرراتی ناکارآمد هزینه‌هایی را بر دولت در جایگاه اعمال‌گر وارد می‌کند که دولت برای تأمین چنین هزینه‌هایی متوسل به چاپ پول می‌شود. تزریق پول در چنین وضعیتی به‌جای حرکت به سمت بخش تولیدی اقتصاد، صرف تأمین مخارج دولت که ناشی از ناکارآمدی نهادهاست، می‌شود. در جامعه‌ای که شهروندان و حاکمان آن مطیع قانون بوده و به آن احترام می‌گذارند،

قراردادهای دولتی به درستی اجرا می‌شوند، حقوق مالکیت محترم شمرده می‌شود و عملکرد دستگاه اداری قابل پیش‌بینی می‌باشد، با اجرای سیاست پولی انبساطی، نقدینگی به سوی فعالیت‌های مولد رفته و به این وسیله سبب تسریع در رشد اقتصادی می‌شود. زمانی که در جامعه‌ای بی‌ثباتی سیاست‌های دولتی وجود داشته باشد و دولت کنونی تعهدی به برنامه‌های دولت پیشین نداشته باشد، همواره اهداف کوتاه‌مدت به اهداف بلندمدت ترجیح داده می‌شوند. بدین ترتیب عوارض بلندمدت رشد نقدینگی ممکن است نادیده گرفته شود. نتایج آماری تحقیق حاضر نیز مؤید این نکته است که اگر در شرایط کیفیت پایین نهادهای حکومتی دولت سیاست پولی انبساطی اعمال کند و رشد پول را افزایش دهد، به علت عدم کارایی نهادها و جذابیت بخش غیرمولد اقتصاد، اثر افزایش رشد پول در بخش نامولد اقتصاد تخلیه شده و طبق نتایج به‌دست آمده آثار مخربی بر اقتصاد وارد می‌کند. همچنین نتایج نشان می‌دهد با افزایش کیفیت نهادی در جامعه و وجود نهادهای کارا، رشد نقدینگی می‌تواند رشد اقتصادی را بهبود بخشد.

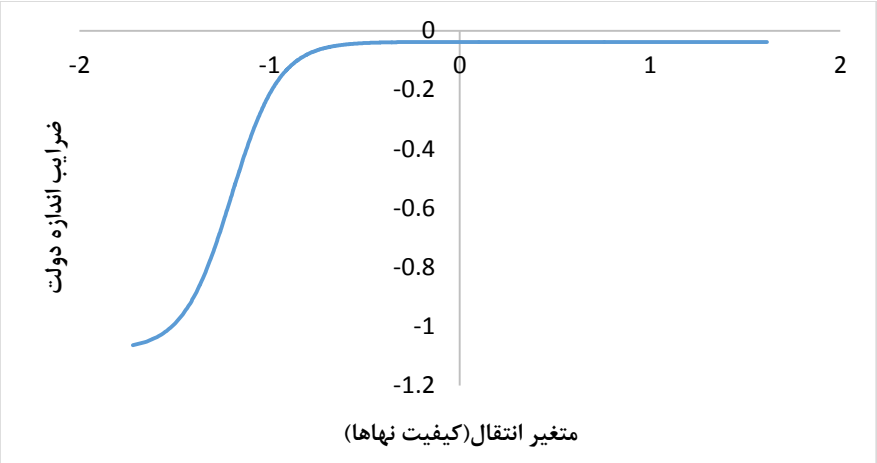
نمودار ۲، ضرایب تأثیرگذاری آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی را برحسب متغیر انتقال نشان می‌دهد. نتایج حاصل بیان می‌کند که آزادسازی تجاری در هر دو رژیم دارای اثر مثبت بر رشد اقتصادی می‌باشد، که با افزایش کیفیت نهادها و حرکت به سمت رژیم دوم میزان اثرگذاری مثبت کاهش یافته است.



نمودار ۲. ضرایب آزادسازی تجاری در مقابل متغیر انتقال

این نتیجه با نتایج به‌دست آمده از بسیاری از مقالات دیگر هم‌چون مطالعه سالم و یوسف پور (۱۳۹۱) و نصراله‌زاده و حیدریان (۱۳۹۴) هم‌جهت می‌باشد. به هرحال رشد تجارت نه‌تنها به دلیل تحقق مقوله مزیت مطلق و نسبی بهینگی دارد، بلکه در جریان تجارت بسیاری از دانش‌ها، تجربیات، اصول مدیریت، نحوه ایده‌سازی، رقابت و تقابل فکری ایجاد می‌شود، که همگی منجر به بروز بسترهای رشد اقتصادی می‌شود. هم‌چنین تجربه کشورهای مختلف نیز حاکی از آن است که اقتصادهای با درهای باز بهتر از اقتصادهای بسته مسیر رشد را طی کرده‌اند.

نمودار کشش مربوط به شاخص اندازه دولت در نمودار ۳، در مقابل متغیر انتقال ارائه شده است. این نمودار نشان می‌دهد که اندازه دولت در هر دو رژیم اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد، با این تفاوت که از میزان اثر منفی آن در رژیم دوم کاسته شده است.

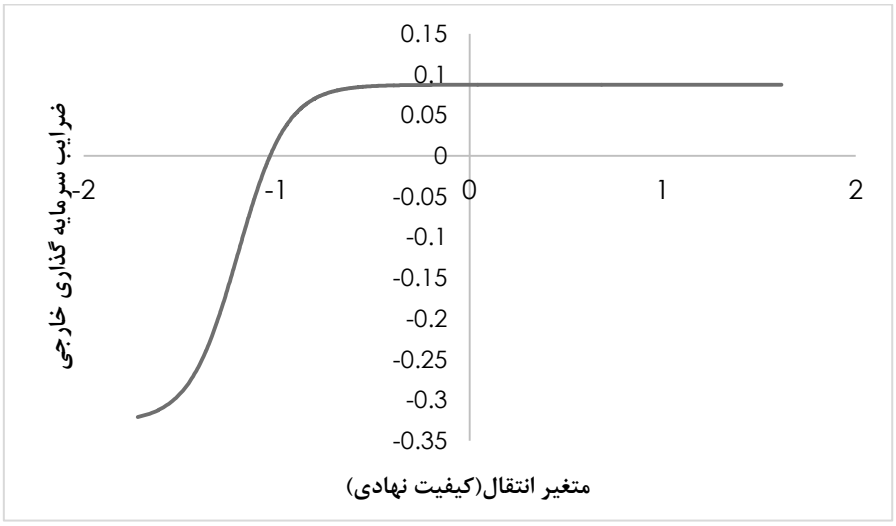


نمودار ۳. ضرایب اندازه دولت در مقابل متغیر انتقال

تأثیر منفی اندازه دولت بر روی رشد اقتصادی در بسیاری از مطالعات داخلی و خارجی دیگر از جمله مطالعات لندو[1] (۱۹۸۳)، انگن و اسکینر[1] (۱۹۹۱)، تأیید شده است. در حقیقت دولت‌های بزرگ به معنی ناکارایی بزرگ در اقتصاد بوده و بوروکراسی حجیم اداری را پدید می‌آورد، که مانعی جدی بر عملکرد خود دولت است. دولت بزرگ عموماً همراه با رانت‌ها، فساد، عدم شفافیت، تسلط بر نهادهای پولی و برنامه‌ریزی

می‌باشد، که خود مشکلات زیادی را موجب می‌شود. همچنین دولت بزرگ هزینه‌های بزرگی را نیز به اقتصاد تحمیل می‌کند که موجب کسری بودجه دولتی شده و برای حل این کسری دولت به رشد پول و فشار به بخش خصوصی متوسل می‌شود، که در نهایت پیامدهای زیان‌بار اقتصادی را به بار می‌آورد.

و در نهایت در نمودار ۴ کشش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در برابر متغیر انتقال (کیفیت نهادی)، رسم شده است. بر اساس این نمودار، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رژیم اول دارای اثر منفی و در رژیم دوم دارای اثر مثبت بر رشد اقتصادی می‌باشد.



نمودار۴. ضرایب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مقابل متغیر انتقال

این نتیجه نیز با مطالعات انجام گرفته در بسیاری مقالات مانند کامپوس و کینوشیتا[1] (۲۰۰۸)، هم‌جهت بوده است. جریان سرمایه‌گذاری خارجی علاوه بر تسهیل تأمین مالی سرمایه‌گذاری داخلی، موجب انتقال دانش و تکنولوژی شده و زمینه تولید محصولات برای رقابت در بازارهای جهانی را فراهم می‌کند. همان‌گونه که مشخص است برای تولید در بازارهای جهانی به جذب سرمایه‌گذاری از بازارهای جهانی نیاز است. زمانی که کیفیت نهادها در یک جامعه در سطح پایینی باشد، به‌عنوان مثال بی‌ثباتی سیاسی و فضای گسترده فساد وجود داشته باشد، سرمایه‌گذاری خارجی نیز مانند

سرمایه‌گذاری‌های داخلی به سمت اهداف کوتاه‌مدت مانند ساختن هتل، مراکز تجاری و فروش قطعه برای مونتاژ محدود می‌شود. کشوری که بی‌ثباتی سیاسی همراه با ناکارآمدی قوانین و دولت را دارد، در جذب سرمایه‌گذاری خارجی با هدف تولید اقلام صنعتی و ایجاد اشتغال پایدار که اغلب نیازمند زمان طولانی است، موفق نخواهد بود. در کشورهایی که کیفیت نهادی پایین است، اغلب سرمایه‌گذاری‌های خارجی در جهت استخراج منابع طبیعی مانند نفت و منابع معدنی با قرار داد مشارکت فروش وارد اقتصاد می‌شود.

۴- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با وجود کارشناسان، اصلی‌ترین دلیل تورم مداوم و بالا در اقتصاد ایران، رشد افسار گسیخته پول و افزایش حجم نقدینگی می‌باشد. با اینکه این رفتار اقتصادی دولتمردان، به‌طور مداوم در دولت‌های مختلف تکرار شده است، ولی هرگز اهدافی که به بهانه آن چنین رشدی در نقدینگی ایجاد می‌شود، به وقوع نپیوسته است. یکی از نقطه نظرات دولت‌ها برای رشد پول و نقدینگی، تجربه کشورهای توسعه‌یافته است. بدین‌صورت که مثلاً وقتی در ژاپن رشد نقدینگی بدون ایجاد تورم منجر به رشد اقتصادی می‌شود، پس در ایران هم می‌توان چنین هدفی را دنبال کرد. البته در صورت اینکه منتقدان مساله تجربه دولت‌های قبلی را مطرح کنند، دولت‌های کنونی با بیان اینکه سیاست‌ها و مدیریت دولت آنها متفاوت است، باز به این سیاست ادامه می‌دهند، بنابر این انجام مطالعه‌ای که بتواند توضیح بیشتری در خصوص دلایل نقش متفاوت رشد پول و نقدینگی در اقتصادهای مختلف را ارائه دهد، ضروری به نظر می‌رسد. مطالعه حاضر با این هدف انجام گرفته است و تمرکز اصلی آن بر نقش کیفیت نهادها در اثرگذاری رشد پول بر روی رشد اقتصادی بوده است. برای نیل به این هدف از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم استفاده شده و کیفیت نهادها به‌عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که در کشورهایی که کیفیت نهادها در آن پایین است، رشد نقدینگی تأثیر منفی بر روی رشد اقتصادی داشته است. با توجه به اینکه در این مقاله از متوسط ۶ شاخص کیفیت نهادی برای نشان دادن وضعیت حکمرانی استفاده شده است، می‌توان گفت وقتی دولت‌ها در برابر پیامدهای حاصل از تصمیمات و سیاست‌گذاری خود پاسخگو نباشند، اهداف بلندمدت را قربانی اهداف کوتاه‌مدت کرده و ممکن است

برای فائق آمدن بر مشکلات روزمره به‌جای برنامه‌ریزی علمی، به چاپ پول و یا سیاست‌های بانکی که منجر به رشد نقدینگی می‌شود، متوسل شوند. زمانی‌که دولت‌ها ناکارا هستند، در حقیقت حل مسائل و نیازهای اقتصادی با اعطای اعتبار و یا چاپ پول را به کار سخت و دقت ژرف ترجیح می‌دهند. به‌عنوان مثال برای بهبود وضعیت کشاورزی و تولید غذا تنها به اعطای وام فکر می‌کنند، درحالی‌که ممکن است مشکل کشاورز عدم دسترسی به دانش کشاورزی باشد.

گسترش فساد و رانت در جامعه موجبات رشد فعالیت‌های نامولد، اقتصاد زیرزمینی و عدم شفافیت در کشور را فراهم می‌کند، لذا ممکن است پول به سمت دلالی و سفته-بازی‌های مخل اقتصادی حرکت کرده و روند توسعه اقتصادی را با موانع جدی روبرو سازد. کاهش ارزش پول ملی در سال‌های اخیر می‌تواند یکی از عوارض چنین پدیده‌هایی باشد که موجب رکود عمیق اقتصادی در ایران شده است. وقتی قوانین ناکارآمد باشد، به‌ویژه در بخش پولی اقتصاد، فعالیت‌های غیرشفاف و پول‌شویی گسترش می‌یابد. این عوامل خود موجبات بروز مشکلات زیادی برای جریان سالم پول در اقتصاد را فراهم می‌کند. همچنین اثربخشی ضعیف دولت و بی‌ثباتی سیاسی اعتماد عمومی به نتایج سیاست‌گذاری‌های دولت را از بین می‌برد؛ در این وضعیت مشارکت و همراهی عمومی با سیاست‌های دولتی با مشکل روبرو شده و در نتیجه ممکن است این سیاست‌ها عقیم بمانند. عدم اطمینان نسبت به آینده که از بی‌ثباتی ذاتی دولت‌ها و سیاست‌های آنها نشأت می‌گیرد، موجب شده است که بازیگران اقتصادی تنها به اهداف کوتاه‌مدت فکر کرده و از سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت پرهیز کنند، درحالی‌که اغلب سرمایه‌گذاری‌های صنعتی و ایجادکننده اشتغال پایدار، در افق بلندمدت تحقق می‌یابند. بنابراین دولت‌ها قبل از اجرای سیاست‌هایی مانند رشد نقدینگی، ابتدا باید زیرساخت‌های اجتماعی و نهادی را اصلاح کنند، در غیر این صورت سرازیر کردن نقدینگی به اقتصاد پیامدهای جبران‌ناپذیری را در پی داشته و نه‌تنها به رشد اقتصادی منتهی نشده، بلکه با تضعیف پول ملی و افزایش بخش نامولد، ممکن است موجب تعمیق رکود اقتصادی شود (و در حقیقت با وجود کارشناسان این مساله در اقتصاد ایران به وقوع پیوسته است). از این‌رو، به نظر می‌رسد، اصلاح نهادها از اولویت‌های اصلی اقتصاد کشورهای در حال توسعه مانند ایران باشد.

با توجه به دیگر نتایج حاصل شده از این تحقیق، می‌توان گفت کشورهایی که به سمت آزادسازی تجاری حرکت کرده‌اند، بهتر از کشورهای دیگر به اهداف رشد دست یافته‌اند. واقعیت این است که آزادسازی تجاری تنها به جریان کالاها و خدمات منتهی نمی‌شود، بلکه دانش، تکنولوژی، خلاقیت‌ها، الگوهای مدیریتی، الگوریتم ملزومات مدرن و غیره نیز در اقتصاد با درهای باز جریان پیدا می‌کند. چنین مواردی نیازهای توسعه‌ای هر ملتی است که در تاریخ کشورهای توسعه‌یافته نیز تجربه شده است. می‌توان گفت دانش‌های نوین در نتیجه برخورد و تقابل اندیشه‌های نخبگان صورت می‌گیرد و لذا جوامعی که دور خود دیوار کشیده‌اند، از بارور شدن اندیشه‌های داخلی محروم می‌مانند. بنابراین استراتژیست‌های کشورهای در حال توسعه باید توجه ویژه‌ای به این مقوله داشته باشند، که ضمن حرکت به این سمت از اثرات زیان‌بار احتمالی آن نیز جلوگیری کنند. از نتایج دیگر مقاله حاضر که به نوعی به این موضوع نیز مرتبط می‌باشد، تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی رشد اقتصادی است. جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مواقع همان اهداف انتقال دانش و تأمین مالی و ایجاد اقتصاد رقابتی را فراهم می‌کند. به زبان دیگر برای تولید کالایی در سطح بازارهای جهانی باید خط تولید و مهندسی جهانی را به‌کار برد که در جریان سرمایه‌گذاری خارجی می‌تواند محقق شود. در این مقوله نکته مهم و مرتبط با موضوع این پژوهش این است که دولت‌هایی که به رشد افسارگسیخته نقدینگی پرداخته و ارزش پول ملی را به‌طور مداوم کاهش می‌دهند، در حقیقت سرمایه‌های خارجی که وارد اقتصاد شده است را تنبیه می‌کنند. امروزه بسیاری از سرمایه‌گذاری‌های خارجی در داخل کشور بوده‌اند که در اثر کاهش ارزش پول ملی در سال‌های اخیر به ورشکستگی رسیده‌اند. می‌توان گفت هیچ سرمایه‌گذاری سالمی با هدف ایجاد تولید کالای نهایی برای فروش در بازارهای رقابتی دنیا وارد کشوری که ارزش پول آن به‌طور مداوم در حال کاهش است، نخواهد شد. این پدیده‌ای است که متأسفانه در اقتصاد ایران حادث شده است. در این پژوهش با توجه به استفاده از رویکرد غیرخطی، در خصوص تأثیر ورود سرمایه‌گذاری خارجی به اقتصاد، نتایج قابل تأملی حاصل شده است. وقتی نهادها در یک کشوری ضعیف باشد، حتی سرمایه‌گذاری خارجی نیز نمی‌تواند در جهت فایده‌مندی اقتصاد حرکت کند.

در جامعه‌ای که بی‌ثباتی سیاسی بالا بوده و دولت و قوانین، ناکارا باشند، چه نوع سرمایه‌گذاری وارد آن جامعه خواهد شد؟ آیا سرمایه‌گذاری خارجی می‌تواند اعتماد کرده و برای افق بلندمدت برنامه‌ریزی کند؟ کما اینکه تولیدات صنعتی همراه با ایجاد

اشتغال پایدار و تولید اقلام رقابتی به‌طور عموم در پروژه‌های بلندمدت محقق می‌شود، بنابراین وقتی کیفیت نهادها در یک کشور پایین باشد، بیشتر سرمایه‌گذاری‌های خارجی در جهت استحصال منابع طبیعی مانند نفت و مواد معدنی و یا احداث پروژه‌هایی که در کوتاه‌مدت تکمیل شود (مانند ساختن مراکز تجاری و تفریحی)، وارد اقتصاد می‌شود، لذا می‌توان گفت حتی برای کارایی سرمایه‌های خارجی نیز ابتدا باید نهادها اصلاح شود.

در نهایت یکی از نتایج تحقیق حاضر تأثیر منفی اندازه دولت بر رشد اقتصادی است. این نتیجه که هم‌راستا با بسیاری از پژوهش‌های داخلی و خارجی است، با سایر نتایج تحقیق نیز هم‌خوانی دارد. بزرگ بودن دولت عموماً به معنی ناکارآمدی دولت بوده و رشد پول و نقدینگی از سیاست‌های معمول چنین دولت‌هایی برای پوشش هزینه‌های خود خواهد بود. از آنجایی‌که ناکارآمدی، فساد، اختلاس، رانت و بسیاری از مقولات ضعف نهادی در بدنه دولت به وجود می‌آید، لذا دولت بزرگ‌تر به معنی ناکارآمدی، فساد و رانت بیشتر خواهد بود، از این‌رو سیاست‌های کوچک‌سازی دولت، دور کردن دولت-مردان از فعالیت‌های اقتصادی (که از دستاوردها و تجربیات سایر تمدن‌ها نیز است)، استقلال نهادهایی مانند بانک مرکزی و برنامه‌ریزی از دولت و همچنین شفاف‌سازی نهاد دولت، امروزه از ضروریات اقتصاد ایران است. البته در سال‌های اخیر تلاش‌هایی در جهت خصوصی‌سازی انجام شده است، ولی با توجه به خوی مداخله‌گری دولت‌ها در ایران که ریشه تاریخی - اجتماعی دارد، نمی‌توان از این سیاست‌ها انتظار نتایج مناسب را داشت.

منابع

۱. احمدپور کچو، علی و سیستانی بدویی، یاسر (۱۳۹۴). توسعه مالی و کیفیت نهادی و اثر آن بر رشد اقتصادی. کنفرانس بین‌المللی مدیریت، اقتصاد و علوم انسانی.

۲. جعفری، محمد و گل خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۵). تأثیر آستانه‌ای بدهی‌های خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای D8، مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای،۲۳(۱۱)

۳. حقیقت، جعفر و قلی‌پور تپه، امید (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی ایران. فصلنامه علمی- پژوهشی، ۱۱(۲۱): ۷۴-۶۳.

۴. حیدری، ابراهیم (۱۳۸۷). رشد حجم پول و تأثیر آن بر تولید و اشتغال در اقتصاد ایران. تحقیقات اقتصادی، ۸۵-۸۳.

۵. حیدری، حسن، اصغری، رعنا و علی‌نژاد، رقیه (۱۳۹۳). بررسی تأثیر اثربخشی دولت بر نرخ تورم در کشورهای منطقه MENA. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۱۵(۵۷): ۱۹۲-۱۶۵.

۶. رحمانپور، زینال (۱۳۹۲)، ارتباط بین سیاست پولی و حکمرانی خوب در ایران و گروه کشورهای منتخب با درآمد متوسط، پایان‌نامه کارشناسی ارشد در رشته علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد، یزد.

۷. شهبازی، کیومرث و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۲). تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای D8، فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۳(۱۲): ۳۸-۲۲.

۸. قدیمی، مریم، ربیعی، مهناز، دوانی، عبدالله و شاه آبادی، ابوالفضل (۱۳۹۹). بررسی اثر کیفیت نهادی (فساد) و عدم سلطه مالی (استقلال بانک مرکزی) بر سیاست بهینه پولی با استفاده از رویکردهای DSGE و STAR، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ ۷(۳): ۲۸۰-۲۴۱

۹. لشکری، محمد (۱۳۸۹). تأثیر متغیرهای پولی بر رشد اقتصادی در ایران با رویکرد پول‌گرایان. فصلنامه علمی-پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، شماره ۱.

۱۰. محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین، حکمتی فرید، صمد و طالب‌پور، سمیه (۱۳۹۵). تأثیر کنترل فساد و افزایش نقدینگی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه، فصلنامه علمی پژوهشی (اقتصاد و الگوسازی) ۷(۲۸): ۱۰۶-۱۰.

۱۱. محمدپور اولی‌کندی، علی (۱۳۹۶). نقش کنترل فساد در اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی در کشورهای منطقه منا. پایان نامه کارشناسی ارشد در رشته اقتصاد دانشگاه ارومیه.

۱۲. مصلحی، فریبا (۱۳۸۵). تأثیرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران (۱۳۳۸-۱۳۸۳)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۷: ۱۲۷-۱۵۱.

13. Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J.A. (2001). The colonial origins of comparative development: an empirical investigation. Am. Econ. Rev. 91, 1369–1401.

14. Ace moglu, D., & Robinson, J. A. (2010). The role of institutions in growth and development. Review of Economics and Institutions,1 (2): 1-33.

15. Adusei, M. (2013). Financial Development and Economic Growth: Evidence from Ghana. The International Journal of Business and Finance Research, 7 (5):61.
16. Amisano, G., & Serati, M. (2004). "Time Varying Parameters BVAR Models for Inflation Forecasting", Research Unit of the Bank of Italy.
17. Borissov, B. (1997). "BVAR Modeling in the Presence of Outliers", AMasters thesis, University of Toledo, Department of Economics.
18. Boujelbene, th. (2021). "Nonlinearity relationship of inflation and economic growth: role of institutions quality" *Romanian Journal of Economic Forecasting* – XXIV (1**)**
19. Cavoli, T., & Wilson, J. K. (2015). Corruption, central bank (in) dependence and optimal monetary policy in a simple model. *Journal of Policy Modeling*, 37 (3): 501-509.
20. Colletaz, G., & Hurlin, C. (2006). "Threshold Effects of the Public Capital Transition Approach", Working Paper, 1/2006, LEO, Université d'Orléans. 1-39.
21. Chow , G., & Shen. Y. (2004). Money, Price Level and Output in Chinese Macro Economy, Prinston University.
22. Cukierman, A., Edwards, S., & Tabellini, G. (1992). Seignioriage and political instability. Am.Econ. Rev. 82 (3): 537–555.
23. Demetriades, P., & Andrianova, S. (2004). Finance and Growth: What We Know and What We Need to Know. in C. Goodhart, (ed). Money, Finance and Growth, Routledge, forthcoming.
24. Dingela, S., & Khobai, H. (2017). Dynamic Impact of Money Supply on Economic Growth in South Africa. An ARDL Approach: 2-18.
25. .Doan, T. Litterman, R., & Sims, C. (1984). "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions", *Econometric Reviews*, 3: 1-100.
26. Evans P. (1984). "The effects on output of money growth and interest rate volatility in the United States", J Polit Econ, 92: 204–222. 9
27. Fatton, R. (1992). Predatory Rule: State and Civil Society in Africa. Rienner. *The Journal of Modern African Studies,* 48 (4): 547-571.
28 . Fok, D., Van Dijk, D., & Franses, P. (2004). "A Multi-Level Panel STAR Model for US Manufacturing Sectors", Working Paper, University of Rotterdam. 1-26.
29. Gower. B. (1997). "Scientific Method: An Historical & Philosophical Introduction.", university of Guelph. Routledge. December 12.
30 .Gonzalez, A., Terasvirta, T., & Van Dijk, D. (2005). "Panel Smooth Transition Regressio Models", SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, 604: 1-33.
31. Green. W.H. (1993). "*Econometric Analysis* (2nd ed)", Macmillan Publishing Company.

32. Haider, A., & Din, M., & Ghani, E. (2011). Consequences of political instability governance and ureaucratic corruptiom on inflation and growth: The case of Pakistan MPRA paper, 1-42.
33. Hansen, B.E. (1999). "Threshold Effects in Non-Dynamic panels: Estimation, Testing and Inference", Journal of Econometrics, 93:345-368.
34. Huang. H., & Wei. S. J. (2006). Monetary Policies for Developing Countries: The Role of Institutional Quality. *Journal of International Economics*, 70: 239–252.
35. Ibarra, R., & Trupkin, D. (2016). Re-examining the relationship between inflation and growth: Do institutions matter in developing countries? *Economic Modelling*, 52 (Part B): 332- 351
36. Isiaka, S.B, Abdulraheem, A., & Mustapha, I.Y (2011). "Impact of fisical and Monetary policy on the Level of economic activities in Nigeria", Lapai journal of Management Sciences, 1(2) (0002), 1-22.
37. IMF (2016). Corruption: Costs and mitigating strategies. *IMF Staff Discussion Notes. SDN/16/05*.
38. Jude C., & Leviruge G. (2013). "Growth effect of FDI in developing economics: the role of institutional quality" UMR 7322
39. Jude, E. (2010). Financial Development and growth: A Panel smooth Regression Approach. Journal of economic development, 35: 15-33
40. Leopoldo A., Arturo J., & John L.-D (2020)." The Role of Institutional Quality on the Effects of Fiscal Stimulus (IDB Working Paper Series ; 1113"
41. Levin, A., Lin, C.F., & Chu, C. (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", Journal of Econometrics, 105: 1-24.
42. Lozano, Ignacio (2008). Budget Deficit, Money Growth and Inflation: Evidence from the colimbian Case. Borradores de ECONOMIA, No.537.
43. Lucas, R.E. (1988). On the Mechanics of Economic Development, Journal of Monetary Economics, 22 (1): 3-42.
44. Luukkonen, R., Saikkonen, P., Terasvirta, T. (1988). "Testing linearity against smooth transition autoregressive models", Biometrika, 75: 491–499.
45. Mascaro A., & Meltzer A. H. (1983). “Long and short-term interest rates in a risky world”, J Monet Econ,12:485–518
46. Trasvirta, T. (1998). Modeling Economic Relationships with smooth Transition Regressions.
47. Rodrik, D. (2008). Second-Best Institutions. *American Economic Review*, 98 (2):100–104.

48. Yan-liang, W. (2012). Relationship Research on Money Supply, Economic Growth and Inflation. JCIT: Journal of convergence Information Technology 7 (11): 20-28.
49. Yinusa, O. G., Aworinde., O. B., & Odusanya, I. A. (2020)" Institutional quality, financial development and inclusive growth: Asymmetric cointegration approach" International Journal of Management, Economics and Social Sciences (IJMESS). ISSN 2304-1366, IJMESS International Publishers, Jersey City, NJ, 9(3): 182-205
50. Yung, B. (2011). Dose democracy Foster Financial Development? An Empirical Analysis. Economic Letters, 112 (3): 262-265.
51. Zapodeanu, D., & Cociuba, M. I. (2010). Linking Money Supply with the Gross Domestic Product in Romania. Annales Universitatis Apulensis Series Oeconomica, 12 (1): 501.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰/ ص ۱۷۲-۱۴۵

اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران؛ رهیافت GMM در سری‌های زمانی و منطق فازی

DOI: 10.22059/JTE.2021.324398.1008473

زانا مظفری*

استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج،
zana.mozaffari@yahoo.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۲۶

چکیده

کیفیت نیروی انسانی از جمله عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی می‌باشد. روش‌های سری زمانی کلاسیک توانایی برآورد مدل‌هایی که شرایط گشتاوری داشته باشند را ندارند و از آنجا که رشد اقتصادی تحت تأثیر مقادیر گذشته خود می‌باشد، بنابراین به یک مدل پویا نیاز است و بایستی با روش اقتصادسنجی پویا تخمین زده شود. بر این اساس مطالعه حاضر با استفاده از روش GMM در سری‌های زمانی، اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۰ ارزیابی کرده است. سرمایه انسانی متغیری پنهان در اقتصاد بوده و معمولاً پراکسی‌های جایگزین به‌جای آن استفاده می‌شود. بر اساس ادبیات اقتصادی، استدلال می‌شود که شاخص سرمایه انسانی علاوه بر جنبه آموزش تحت تأثیر جنبه‌های دیگر مانند؛ مهارت و سلامت نیز قرار دارد. بنابراین در این مقاله با استفاده از منطق فازی، شاخصی برای سرمایه انسانی در اقتصاد ایران ساخته شده است، که سه جنبه اصلی (آموزش، مهارت و سلامت) سرمایه انسانی را در نظر می‌گیرد. نتایج برآورد شاخص نشان می‌دهد که تشکیل سرمایه انسانی طی سال‌های مورد بررسی تحقیق رشد چشم‌گیری داشته است. نتایج تخمین مدل رشد اقتصادی با استفاده از شاخص فازی سرمایه انسانی نشان داد که ارتقاء سطح سرمایه انسانی موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود. سایر نتایج تحقیق مبین اثرگذاری مثبت متغیرهای؛ مخارج دولت، صنعتی شدن، سرمایه فیزیکی و رشد اقتصادی دوره قبل بر رشد اقتصادی ایران می‌باشند. همچنین آزادی تجاری و شهرنشینی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ایران دارند.

طبقه‌بندی JEL: C22, E24, O40

واژه‌های کلیدی: سرمایه انسانی، رشد اقتصادی، GMM در سری‌های زمانی، منطق فازی

---

*. شماره تماس: ۰۹۳۸۸۴۹۲۰۸۸

۱- مقدمه

رسیدن به رشد اقتصادی و تولید انبوه با توجه به نیازهای جامعه و استفاده بهینه از امکانات و سرمایه جامعه، هدف اصلی هر برنامه توسعه می‌باشد. اقتصاددانان از دیرباز برای پاسخ به چنین سؤال‌هایی، قسمت عمده بحث‌های خود را به بیان نظریات رشد اقتصادی اختصاص داده‌اند. از اواخر دهه هشتاد میلادی، تحقیقات زیادی در زمینه الگوهای رشد انجام گرفته که منجر به ایجاد الگوهای جدیدی به نام «الگوهای رشد درون‌زا» شده است. براساس این مطالعات، رشد اقتصادی براساس مجموعه‌ای از سازوکارها اتفاق می‌افتد که در این مجموعه، غیر از نهاده‌های اولیه تولید، عوامل دیگری نیز دخیل هستند. با توجه به این مساله اگر زمینه لازم جهت کارکرد این سازوکارها ایجاد نشود، نمی‌توان یک رشد پایدار اقتصادی را انتظار داشت (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۷). اساس نظریات رشد نئوکلاسیکی، تأکید بر تمرکز سرمایه و وجود فناوری است، درحالی‌که الگوهای رشد درون‌زا معتقدند که عوامل سرمایه و فناوری در کنار سازوکارهای درونی یک اقتصاد (همانند آموزش، سلامت، مهارت، پژوهش و ...) در رشد اقتصادی نقش دارند. بر اساس این نظریه، رشد اقتصادی در نتیجه مجموعه‌ای از سازوکارها اتفاق می‌افتد که در این مجموعه غیر از عوامل اولیه تابع تولید، متغیرهای دیگری نیز دخیل هستند (درگاهی و قدیری،۱۳۸۲).

سرمایه انسانی نوعی از سرمایه در اقتصاد است که به‌صورت مهارت، دانش، خلاقیت و سلامت فرد تجلی می‌یابد (بکرمن[1]، ۱۹۹۲). پرسش‌های بنیادی و مهمی در رابطه با سرمایه انسانی و نحوه محاسبه میزان آن وجود دارد مطابق با ادبیات اقتصادی و تحقیقات پیشین؛ آموزش، بهداشت، مهارت و سایر سرمایه‌گذاری‌هایی که بهره‌وری را افزایش می‌دهند از جمله مؤلفه‌های ویژه در تشکیل سرمایه انسانی می‌باشند (صالحی و جمالی، ۱۳۹۳). در حقیقت مؤلفه‌های اصلی تشکیل سرمایه انسانی شامل آموزش، مهارت بهداشت هستند که هر یک با افزایش کیفیت نیروی کار، موجب انباشت سرمایه انسانی می‌شوند (امینی و حجازی آزاد، ۱۳۸۶).

سرمایه و انواع آن یکی از عوامل رشد و توسعه اقتصادی است. سرمایه انسانی ثروت مولد مجسم در کار، مهارت و دانش می‌باشد. سرمایه انسانی مجموعه‌ای از دانش، خلاقیت و نوآوری است که افراد آن را جهت سرمایه‌گذاری در کار خود انتخاب می‌کنند (ویسرلی[1]، ۲۰۰۳). توانایی و مهارت افراد می‌تواند عملکرد مطلوب‌تر را در پی داشته

باشد، لذا سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و هزینه‌های آموزش و مهارت آموزی یکی از انواع سرمایه‌گذاری در اقتصاد محسوب می‌شود که اقتصاد در طول روند رشد و توسعه اقتصادی می‌تواند از منافع آن بهره‌مند گردد (میشیولا[1]، ۲۰۱۶). بهبود وضعیت سرمایه انسانی در یک جامعه می‌تواند در فرآیند تولید، به بازدهی و بهره‌وری بیشتری منجر شده و بهره‌وری سرمایه‌های فیزیکی را افزایش دهد (لیم و همکاران[1]، ۲۰۱۸). ارتباط سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در سالیان اخیر مورد توجه تحقیقات و پژوهشگران مختلف بوده است. همچنین از بررسی مطالعات مختلف می‌توان استنباط کرد که عوامل مختلفی در شکل‌گیری و گسترش سرمایه انسانی مؤثر هستند (بارو[1]، ۲۰۰۱). در یک اقتصاد مبتنی بر دانش، نیروی کار دانش‌آموخته و متخصص بخش بیشتری از نقش نهاده‌ها را در فرآیند تولید و رشد اقتصادی را بر عهد دارد، چرا که سرمایه انسانی می‌تواند به بهبود کیفیت کالا و خدمات کمک کرده و از سوی دیگر نقش برنامه‌ریز و تسهیل‌کننده خود را در برنامه‌های توسعه و تولید داشته باشد (سلاطین و غفاری صومعه، ۱۳۹۵).

مطالعات زیادی در ارتباط با اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران انجام گرفته، اما در تمامی این مطالعات از شاخص‌های گوناگونی به‌عنوان جایگزین سرمایه انسانی استفاده شده است. شاخص میانگین سواد یا سال‌های تحصیل، فارغ التحصیلان دانشگاهی و دبیرستان، شاخص‌های شناخته شده‌ای هستند که در مطالعات مختلف سرمایه انسانی را نمایندگی کرده‌اند. در مطالعه حاضر تلاش شده است با توجه به ادبیات اقتصادی و بهره‌گیری از روش منطق فازی، شاخصی کارآمد برای سرمایه انسانی در اقتصاد ایران محاسبه و برآورد شود که در آن به نقش آموزش، مهارت و سلامت نیروی کار توجه شده باشد. بعد از محاسبه شاخص سرمایه انسانی، مقاله حاضر با بهره‌گیری از روش GMM سری زمانی، اثر شاخص سرمایه انسانی (شامل جنبه‌های آموزش، مهارت و سلامت) بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۰ مورد ارزیابی قرار داده است.

سازمان‌دهی مقاله به‌صورت زیر می‌باشد: در بخش دوم مقاله، ادبیات مرور شده است، بخش سوم در برگیرنده مدل و روش تحقیق می‌باشد. در بخش چهارم یافته‌ها ارائه شده است. بخش پنجم به جمع‌بندی کلی می‌پردازد و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع[1]

۲-۱- مبانی نظری

سرمایه انسانی، کلیدی برای رشد اقتصادی جوامع محسوب می‌شود و یک سرمایه مهم و ضروری می‌باشد که در جهت رشد و توسعه اقتصادی کمک می‌کند و از این نظر می‌توان آن را با سرمایه‌ها و دارایی‌های فیزیکی مقایسه کرد. شولتز[1] (۱۹۶۲) و بکر[1] (۱۹۶۴)، از جمله نظریه‌پردازانی هستند که نشان داده‌اند شکل‌گیری سرمایه انسانی علاوه بر کانال اثرگذاری آموزش از طریق انباشت و ذخیره دانش می‌تواند از سوی مؤلفه‌های دیگر همچون؛ خلاقیت، مهارت و سلامت نیز به وجود آمده و گسترش یابد.

در بیشتر موارد حجم سرمایه انسانی طی سال‌های مختلف افزایش می‌یابد، زیرا در حالت عادی وضعیت آموزشی و بهداشتی هر نسل بهتر از نسل قبلی است (کوان[1]، ۲۰۰۹). انتظار بر این است که تشکیل سرمایه انسانی در یک کشور، با گذشت زمان بیشتر شود. این همان رشد تراکمی و انباشت سرمایه انسانی می‌باشد (هیگون و سنا[1]، ۲۰۰۶). در کشورهایی که نرخ رشد جمعیت از سرعت بالایی برخوردار است و با مازاد نیروی کار مواجه هستند؛ موضوع سرمایه انسانی اهمیت ویژه‌ای دارد (آکسلی و همکاران[1]، ۲۰۰۸). نیروی کار مازادی که در چنین کشورهایی وجود دارد می‌تواند به آسانی با هزینه‌های پایین تبدیل به نیروی کار متخصص و با مهارت شده و منجر به بهبود وضعیت سرمایه انسانی شود. همچنین قابل ذکر است که در فرآیند تولید کالا و خدمات، سرمایه انسانی پتانسیل این را دارد که عملکرد انعطاف‌پذیر داشته باشد (مبارک و همکاران[1]، ۲۰۱۸). در یک فرآیند برنامه‌ریزی شده می‌توان وضعیت نیروی کار مازاد در کشورها را از نظر؛ مهارت، دانش، تخصص و سلامت بهبود بخشیده و به سرمایه انسانی قابل اتکا تبدیل کرد. در ادبیات اقتصادی از این فرآیند تبدیل نیروی کار به سرمایه انسانی به‌عنوان «تشکیل سرمایه انسانی» نام برده می‌شود (تانچوریا و همکاران[1]، ۲۰۱۵).

در مدل رشد درون‌زای لوکاس، تفاوت سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی به صراحت اعمال شده است. در این مدل تفاوت بین نیروهای آموزش دیده و نیروی کار کم برخوردار از لحاظ آموزشی در نظر گرفته شده است. به‌طوری‌که از این مدل می‌توان استنباط کرد که سرمایه انسانی قید بازدهی نزولی سرمایه را تغییر داده و تولید را به سمتی پیش می‌برد که رشد سرانه بلندمدت صفر نشود (فولونی و ویتادینی[1]، ۲۰۱۰).

مدل لوکاس نشان می‌دهد که می‌توان در مورد سرمایه انسانی فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس را در فرآیند تولید در نظر گرفت، زیرا سرمایه انسانی از طریق سرمایه‌گذاری‌های آموزشی و مهارتی می‌تواند انباشت شود و در تشکیل سرمایه انسانی و افزایش این نهاده تولید نقش مؤثری داشته باشد. نیروی کار برای دست یافتن به یک بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تعداد سال‌های تحصیل و مهارت آموزی خود را به‌صورت عقلایی و بهینه تعیین می‌کند و آنگاه در بازار کار می‌تواند جذب بنگاه‌هایی شود که نیازمند این توانمندی در تولید کالا و خدمات باشند (آقایی و همکاران، ۱۳۹۲). با توجه به ادبیات اقتصادی و مطالب ذکر شده، می‌توان اظهار داشت که سرمایه انسانی در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی می‌تواند نقش ویژه‌ای ایفا کند، لذا لازم است که اثر این مؤلفه بر رشد اقتصادی مورد ارزیابی قرار گیرد.

۲-۲- *شواهد تجربی*

مطالعات تجربی زیادی در خصوص تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در داخل و خارج انجام گرفته است، که در ادامه به جدیدترین و مهم‌ترین آن‌ها اشاره می‌شود:

مطالعات خارجی

اوگبیفون و شوبنده[1] (۲۰۲۱)، در مطالعه‌ای ارتباط بین انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی بین سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۸ در کشورهای OECD مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج تخمین مدل به روش 2SLS نشان می‌دهد که رشد بین کشورها همگرا نمی‌باشد. شواهد بیشتر نشان می‌دهد که سرمایه انسانی، نرخ پس‌انداز، و باز بودن تجارت تأثیر مثبت و به سزایی بر رشد اقتصادی کشورهای OECD دارد.

ویدارنی و باوانو[1] (۲۰۲۱)، در پژوهشی با استفاده از روش ARDL طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۴، به بررسی اثر سرمایه انسانی و فناوری بر رشد اقتصادی اندونزی پرداخته‌اند. آنها پراکسی متوسط سال‌های تحصیل را برای نشان دادن سرمایه انسانی استفاده کرده‌اند. نتایج برآورد مدل تحقیق نشان می‌دهد که افزایش سرمایه انسانی با استفاده از مکانیسم آموزش و پرورش بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. فناوری تأثیر مثبت قابل توجهی بر رشد اقتصادی دارد.

آمنه انتظار و همکاران[1] (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش‌های FMOLS و DOLS، تأثیر باز بودن تجارت و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ۱۹ کشور آسیایی از

سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۷ را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. آنها دو منطقه توزیع شده جغرافیایی (غرب و جنوب آسیا) را براساس تفاوت سرانه تولید ناخالص داخلی آنها انتخاب کرده‌اند. نتایج نشان داد که ضریب‌های باز بودن تجارت، سرمایه انسانی و رشد اقتصادی تأثیر مثبت بر هر دو گروه کشورها دارد.

هان و لی[1] (۲۰۲۰)، در پژوهشی سرمایه انسانی را با استفاده از مجموعه داده‌های خرد مانند ترکیب نیروی کار سن، جنسیت و آموزش محاسبه کرده و سپس نقش آن را در رشد اقتصادی کره جنوبی مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در طول سه دهه گذشته، سرمایه انسانی به‌طور پیوسته در حدود یک درصد در سال رشد کرده است و سرمایه انسانی تأثیری مثبت بر رشد اقتصادی دارد.

یانگ[1] (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش پانل دیتا آستانه‌ای برای ۲۱ کشور در حال توسعه از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ در سطوح مختلف سرمایه انسانی رابطه بین هزینه‌های بهداشتی و رشد اقتصادی را مورد ارزیابی قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد که هزینه‌های بهداشتی و رشد اقتصادی به دلیل سطوح مختلف سرمایه انسانی اثرات فاصله‌ای معنی‌داری دارند. به‌طور خاص، هنگامی‌که سطح سرمایه انسانی پایین است، هزینه‌های بهداشتی به‌طور قابل توجهی با رشد اقتصادی همبستگی منفی دارد. هنگامی‌که سرمایه انسانی در سطح متوسطی قرار دارد، مخارج بهداشتی تأثیر مثبت، اما نه قابل توجهی بر رشد اقتصادی دارد. هنگامی‌که سطح سرمایه انسانی بالا باشد، تأثیر مثبت اقتصادی مخارج بهداشتی به‌طور قابل توجهی افزایش می‌یابد.

احمد و خان[1] (۲۰۱۸)، در مطالعه خود با استفاده از روش پانل دیتا طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۶۰، تأثیر ساختار سنی و سرمایه انسانی را بر رشد اقتصادی ۶۷ کشور در حال توسعه را بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه آنها می‌دهد که تغییرات در ساختار سنی و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در تمام سطوح جدا شده تأثیر مثبت دارد.

لیم و همکاران (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای از متغیرهای؛ آموزش، بهداشت، مهارت و یادگیری برای محاسبه سرمایه انسانی در ۱۹۸ کشور جهان استفاده کرده‌اند. آن‌ها در طول سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۹۰ وضعیت آموزشی را مورد ارزیابی قرار داده‌اند که به‌صورت میانگین یک رشد ۲ درصدی را تجربه کرده است. داده‌های این مطالعه از سرشماری‌ها، آمارگیری‌های رسمی و به‌صورت میدانی توسط یک گروه تحقیقاتی در کشورهای مختلف جمع‌آوری شده است. در این مطالعه هر یک از آیتم‌های مؤثر بر شکل‌گیری سرمایه انسانی توسط مقوله‌های متفاوتی مورد ارزیابی قرار گرفته است. این پژوهش در

سال ۲۰۱۶ با استفاده از روش داگوم و متغیر پنهان به این نتیجه رسیده است که کشور فنلاند بالاترین سطح سرمایه انسانی مورد انتظار را از آن خود کرده است. همچنین نیجریه کمترین انباشت سرمایه انسانی را دارد. این مطالعه شاخص سرمایه انسانی را به‌صورت مقطعی محاسبه کرده و سری زمانی سرمایه انسانی در این پژوهش برآورد نشده است.

صدیقی و رحمان[1] (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش اقتصادسنجی بیزین تأثیر سرمایه انسانی بر تولید ناخالص داخلی بر جنوب و شرق آسیا را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه انسانی تأثیر مثبت بیشتری بر رشد اقتصادی کشورهای شرق آسیا نسبت به جنوب آسیا دارد.

هانوشک[1] (۲۰۱۶)، در مطالعه خود با استفاده از الگوی خطی، اثر آموزش در ایجاد سرمایه انسانی در ۵۰ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۶ را بررسی کرده است .او به این نتیجه رسیده است که اضافه کردن سال‌های بیش‌تر به تحصیل، بدون افزایش مهارت‌های شناختی تأثیر بسیار کمی بر رشد اقتصادی دارد.

اگو و همکاران (۲۰۱۵)، در مطالعه خود با استفاده از روش داده‌های پانل، ارتباط بین سرمایه انسانی (آموزش و سلامت) با رشد اقتصادی ۴۹ کشور آفریقایی را در بازه زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۶ بررسی کرده‌اند. آنها دریافته‌اند که هزینه‌های عمومی در بخش آموزش و سلامت هر یک به تنهایی بر رشد اقتصادی این کشورها اثر منفی داشته است، اما سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی دارای اثری مثبت می‌باشد.

ژنگ و ژانگ (۲۰۱۰)، در مطالعه خود با استفاده از روش (GMM)، ترکیب سرمایه انسانی و رشد اقتصادی و تأثیر آموزش نیروی کار در سطوح مختلف تحصیلی بر رشد استان‌های چین در بازه زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۷ را بررسی کرده‌اند. آنها دریافته‌اند که آموزش عالی نقش مهم‌تری از آموزش ابتدایی و راهنمایی در رشد اقتصادی چین دارد. هم‌چنین، استان‌های توسعه‌یافته‌تر از آموزش عالی سود بیش‌تری می‌برند؛ درحالی‌که استان‌های کم‌تر توسعه‌یافته وابستگی بیش‌تری به آموزش ابتدایی و راهنمایی دارند.

مطالعات داخلی

قربانی و همکاران (۱۳۹۹)، در مقاله‌ای با استفاده از روش GMM در داده‌های تابلویی، تأثیر سرمایه انسانی و فضای کسب و کار بر رشد اقتصادی استان‌های ایران طی

دوره ۹۴-۱۳۸۸ را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه انسانی و فضای کسب و کار بر رشد اقتصادی استان‌های کشور تأثیر مثبت و معنادار داشته‌اند؛ اما، سرمایه انسانی، نسبت به سایر متغیرها، تأثیر بیش‌تری بر رشد اقتصادی استان‌های کشور داشته است.

سرلک و قیاسی (۱۳۹۶)، در مطالعه خود با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و داده‌های تابلویی، تأثیر سرمایه انسانی و تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو آسه‌آن در بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۴، بررسی کرده‌اند. آنها دریافته‌اند که سرمایه انسانی و تغییرات ساختاری بر روی رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه تأثیر معنادار و مثبتی داشته است. هم‌چنین، اثر سرمایه انسانی به‌مراتب از اثر تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی این کشورها بیش‌تر بوده است.

دژپسند و همکاران (۱۳۹۶)، در مقاله‌ای ارزش موجودی سرمایه انسانی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۴، برآورد کرده‌اند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد ارزش موجودی سرمایه انسانی در ایران به قیمت‌های جاری در سال ۱۳۹۳ حدود ۲۴۴۳۷۰ تریلیون ریال و یا به‌صورت سرانه ۳۱/۷ میلیارد ریال بوده که ارقام مشابه در سال ۱۳۸۴ به ترتیب ۶۳۷۶۹ تریلیون ریال و ۹/۷ میلیارد ریال گزارش شده است.

اکبر موسوی و حقیقت (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای با عنوان "برآورد سری زمانی سرمایه انسانی بر مبنای متوسط سال‌های تحصیل (مطالعه موردی ایران، سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۷)"، با جمع‌آوری داده‌های آماری مربوط به وضعیت تحصیلی جمعیت شش سال به بالا، شاخص متوسط سال‌های تحصیل را برای سه گروه از جمعیت به تفکیک جنسیت محاسبه کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است متوسط سال‌های تحصیل در هر سه گروه رشد قابل‌توجهی داشته و نتایج این محاسبه و برآورد به‌صورت سری زمانی در سه گروه متفاوت در پایان پژوهش ارائه شده است.

اکبر موسوی، حقیقت و سلمانی بی‌شک (۱۳۹۴)، در مطالعه خود با استفاده از روش غیرخطی STR و LSTR، تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی (رویکرد غیرخطی) در بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۴۵ را بررسی کرده و آنها دریافته‌اند که اثرگذاری رشد سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در دو رژیم مختلف، متفاوت است. اگر نرخ رشد سرمایه انسانی کم‌تر از ۱/۰۸ باشد، تأثیر رشد سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی، منفی و تأثیر سرمایه فیزیکی مثبت است و اگر رشد سرمایه انسانی از ۱/۰۸ بیش‌تر باشد، سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد.

جوزاریان (۱۳۹۱)، در مطالعه خود با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در دو مقطع کوتاه‌مدت و بلندمدت، تأثیر سرمایه انسانی را بر رشد اقتصادی در ایران در بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۲ بررسی کرده است. نتایج، تأثیر مثبت و معنادار سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی را در هر دوره نشان می‌دهد. هم‌چنین، تأثیر بلندمدت سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی بیش‌تر از تأثیر کوتاه‌مدت آن بوده است.

نوآوری مقاله

با توجه به پشتوانه نظری و تجربی، می‌توان اظهار داشت مطالعات و تئوری‌های بسیاری در زمینه عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی و اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی انجام شده است. تمام مطالعات داخلی از پراکسی‌های جایگزین مانند متوسط سال‌های تحصیل به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی استفاده کرده‌اند. تاکنون روش کارآمد و مناسبی برای محاسبه سرمایه انسانی وجود نداشته است که بتواند مهم‌ترین جنبه‌های تشکیل این سرمایه را نشان دهد. بر این اساس در مطالعه حاضر با استفاده از بررسی مطالعات پیشین و مبانی نظری موضوع، سه متغیر؛ آموزش، مهارت و سلامت به‌عنوان مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر شکل‌گیری سرمایه انسانی شناسایی شده‌اند. سپس با بهره‌گیری از منطق فازی، یک شاخص کارآمد برای سرمایه انسانی محاسبه می‌شود.

تاکنون مطالعات داخلی که به‌صورت سری زمانی انجام شده است، برای بررسی تأثیر عوامل مختلف بر رشد اقتصادی از روش‌های مرسوم و کلاسیک سری زمانی مانند: OLS، ARDL و VAR استفاده کرده‌اند و همان‌طورکه مشخص است این روش‌ها توانایی تخمین مدل‌های پویا را ندارند و از آنجا که رشد اقتصادی تحت تأثیر مقادیر گذشته خود می‌باشد، بنابراین نیاز به یک مدل پویا است و بایستی با روش اقتصادسنجی پویا تخمین زده شود. روش GMM در سری‌های زمانی این امکان را فراهم کرده است.

بنابراین مقاله حاضر دارای حداقل دو نوآوری علمی مشخص و تمایز با مطالعات دیگر می‌باشد؛ ۱- برآورد شاخص سرمایه انسانی به‌وسیله متغیرهای همراه‌کننده (آموزش، مهارت و سلامت) و بهره‌گیری از روش منطق فازی ۲- استفاده از روش GMM در سری‌های زمانی برای بررسی مدل رشد اقتصادی ایران.

۳- مدل تحقیق و روش برآورد

با توجه به مبانی نظری، پیشینه مطالعاتی و شرایط اقتصاد ایران مدل اقتصادسنجی این پژوهش به‌صورت زیر تصریح شده است:

$$LnY_t = \beta_0 + \beta_1 LnY_{t-1} + \beta_2 LnK_t + \beta_3 LnHC_t + \beta_4 LnTR_t + \beta_5 LnG_t + \beta_6 LnURB_t + \beta_7 LnIND_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Ln ابتدای متغیرها به مفهوم لگاریتم طبیعی است و شرح متغیرها بدین‌صورت می‌باشد:

Y: تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ (شاخص رشد اقتصادی) - از آنجا که یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه اقتصادی یا سطح توسعه‌یافتگی شاخص تولید ناخالص داخلی سرانه یا درآمد سرانه است که از تقسیم تولید ناخالص داخلی به جمعیت آن به‌دست می‌آید، در این مطالعه نیز به تبعیت از مطالعات پیشین انجام شده در ایران مانند آقایی و همکاران (۱۳۹۲)، از معیار تغییرات تولید ناخالص داخلی سرانه (درآمد سرانه) به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی استفاده شده است.

K: تشکیل سرمایه ناخالص به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳

URB: نرخ شهرنشینی (جمعیت شهری تقسیم بر جمعیت کل)

G: نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی (اندازه دولت)

IND: صنعتی شدن (ارزش‌افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی)

TR: بیانگر آزادی تجاری است که در این تحقیق برابر با مجموع ارزش صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی است، که به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$OPEN_t = \left(\frac{EX+IM}{GDP}\right) \quad (2)$$

که در آن، EX: ارزش صادرات، IM: ارزش واردات، GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳

ε_{it}: جزء خطای کلاسیک

HC: سرمایه انسانی

پراکسی‌های مختلفی برای شاخص سرمایه انسانی و استخراج داده‌ها وجود دارد. از این پراکسی‌ها و متغیرهای همراه کننده می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

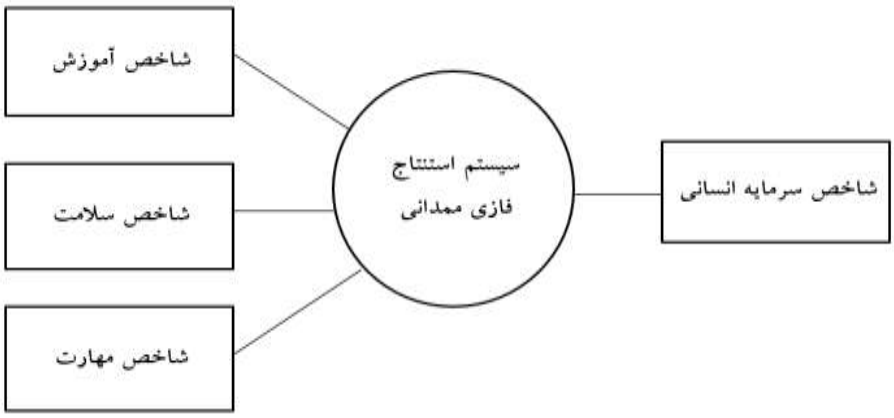
- متوسط سال‌های تحصیل (شاخص آموزش)

- مخارج بهداشتی دولت در بودجه یا سهم مخارج بهداشتی در هزینه خانوارها (شاخص بهداشت)

- تعداد گواهی‌نامه‌های مهارت‌آموزی صادرشده توسط سازمان فنی حرفه‌ای (شاخص مهارت و تخصص)

همان‌طور که در ادبیات اقتصادی آمده است؛ متغیر سرمایه انسانی یک متغیر پنهان بوده و تحت تأثیر عوامل مختلف می‌باشد و موارد ذکر شده در بالا از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر شکل‌گیری و متغیرهای اصلی همراه کننده متغیر سرمایه انسانی به‌شمار می‌روند. لذا می‌توان با استفاده از منطق فازی، یک شاخص جامع برای سرمایه انسانی ساخت که تحت تأثیر متغیرهای؛ آموزش، بهداشت و مهارت باشد. به‌عبارت‌دیگر، در این تحقیق یک شاخص برای سرمایه انسانی سال‌های مختلف با استفاده از منطق فازی برآورد می‌شود. لازم به ذکر است که جنبه تجربه و سایر جنبه‌های سرمایه انسانی به دلیل موجود نبودن آمار و اطلاعات در اقتصاد ایران، برای محاسبه در نظر گرفته نشده است. همچنین پراکسی متوسط سال‌های تحصیل به تبعیت از مطالعه؛ اکبر موسوی و حقیقت (۱۳۹۵)، محاسبه شده است.

روش منطق فازی در هر زمینه‌ای که در اندازه‌گیری متغیر مورد بررسی ابهام وجود داشته باشد و یا دسترسی به اطلاعات آن متغیر امکان‌پذیر نباشد، کاربرد دارد. همان‌گونه که پیش‌تر نیز عنوان شده، سرمایه انسانی با نوعی ابهام مواجه است. بدین ترتیب روش منطق فازی می‌تواند در مورد برآورد شاخص سرمایه انسانی نیز به کار برده شود. بعد از مشخص شدن متغیرهای تعیین‌کننده سرمایه انسانی با استفاده از روش منطق فازی که در بالا توضیح داده شد، سیستم استنتاج فازی (FIS) برای محاسبه این شاخص به‌صورت نمودار (۱) است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. سیستم استنتاج فازی (FIS) برای شاخص سرمایه انسانی

همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، متغیرهای مؤثر بر سرمایه انسانی که بر اساس پیشینه تحقیق و ادبیات موضوع تعیین‌شده است، شامل آموزش، تخصص و مهارت و بهداشت است که با استفاده از سیستم استنتاج فازی ممدانی شاخص سرمایه انسانی را محاسبه می‌کنند. در این مطالعه از سیستم استدلال ممدانی[1] استفاده شده است.

مدل این تحقیق پویا بوده و شرایط گشتاورهای تعمیم‌یافته را برقرار می‌سازد، بنابراین برای برآورد مدل، از روش اقتصادسنجی GMM سری زمانی استفاده شده است. GMM در سری‌های زمانی برای مدل‌های پویایی به‌کاربرده می‌شود که اولاً شرایط گشتاورها و خواص مجانبی را تأمین کنند و ثانیاً مدل خطی باشد. استفاده از این روش برای تخمین مدل، مزیت‌های فراوانی دارد. برای مثال، بک و همکاران[1] (۲۰۰۰)، استفاده از این تخمین‌زن را برای برطرف کردن واریانس داده‌های سری زمانی بسیار مناسب می‌دانند. تخمین‌زن GMM با محاسبه تأثیرات ویژه فردی مشاهده نشده در مدل (که به‌صورت وارد کردن متغیر وابسته با وقفه به‌عنوان یک متغیر توضیحی در مدل انجام می‌شود)، کنترل بهتری بر درون‌زایی کل متغیرهای توضیحی مدل ایجاد می‌کنند. مزیت دیگر این روش نسبت به روش‌های پیشین این است که در این تکنیک می‌توان پارامترهای مدل را بدون هرگونه فرضی در مورد توزیع متغیرها برآورد کرد.

علاوه بر این، چون در این روش از متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود، از ایجاد همبستگی بین متغیرها و جزء اخلال مدل جلوگیری به عمل آید (عزتی و همکاران، ۱۳۹۸). در نهایت اینکه این روش اجازه می‌دهد که خودهمبستگی سریالی در جزء اخلال وجود داشته باشد[1]. (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۴ و تقی‌نژاد عمران و بهمن، ۱۳۹۱). دوره زمانی تحقیق از سال ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۸ می‌باشد. حداکثر دوره زمانی که داده‌های لازم برای اجرای تحقیق وجود دارند، این بازه زمانی می‌باشد. داده‌های تحقیق از وب سایت بانک مرکزی، مرکز آمار و سالنامه‌های آماری کشور جمع‌آوری شده است.

۴- داده‌ها و نتایج تجربی

۴-۱- برآورد شاخص سرمایه انسانی

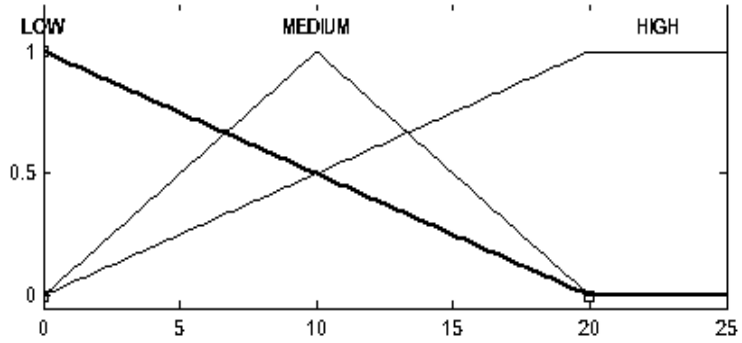
ابتدا برای هر یک از متغیرهای ورودی و خروجی عبارات زبانی کم (L)، متوسط (N) و زیاد (H) در نظر گفته شده است. برای ایجاد یک مقدار پایه، از میانگین متحرک برای هر متغیر ورودی استفاده می‌شود. برای اینکه چرخه‌های احتمالی در داده‌ها به حساب آورده شود، از داده‌ها، میانگین متحرک ۵ ساله گرفته شده است. مقدار میانگین، مقدار نرمال از اجزای مجموعه متغیرها را نشان می‌دهد. سپس برای تعیین نقاط شکست داده‌ها یک یا دو انحراف معیار حول و حوش مقدار نرمال در هر دوره حاصل می‌شود.

جدول ۱. توابع عضویت

زیاد	متوسط	کم
HIGH	MEDIUM	LOW
+SD	Mean	-SD

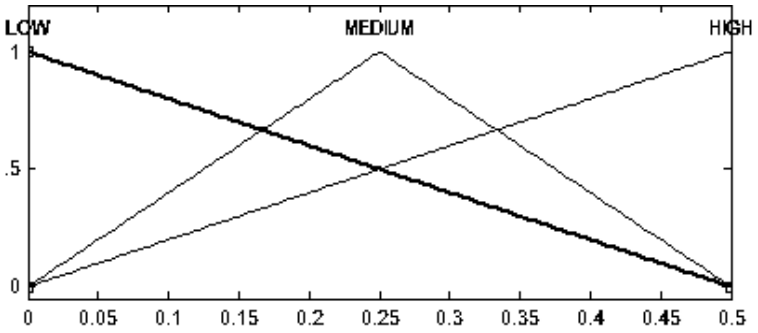
منبع: یافته‌های پژوهش

بعد از تعیین نقاط شکست داده‌ها، بسته به نظر طراح سیستم، می‌توان توابع مختلفی از نظر شکل و یا درجه پیچیدگی برای هر متغیر انتخاب کرد. با توجه به اینکه توابع عضویت مثلثی و ذوزنقه‌ای از سادگی و دقت بالایی برخوردار هستند. در این مطالعه، از این دو نوع تابع عضویت استفاده می‌شود. بعد از انجام مراحل بالا، توابع عضویت متغیر خروجی یعنی شاخص سرمایه انسانی و متغیرهای ورودی یعنی آموزش، مهارت و بهداشت محاسبه و به ترتیب، در نمودارهای (۲)، (۳)، (۴) و (۵)، نشان داده شده است.



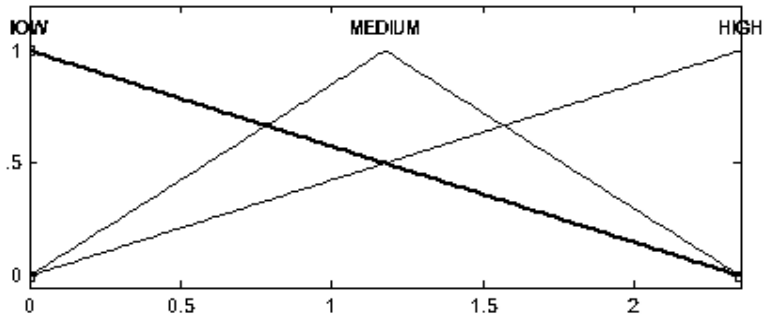
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار۲. تابع عضویت متغیر آموزش



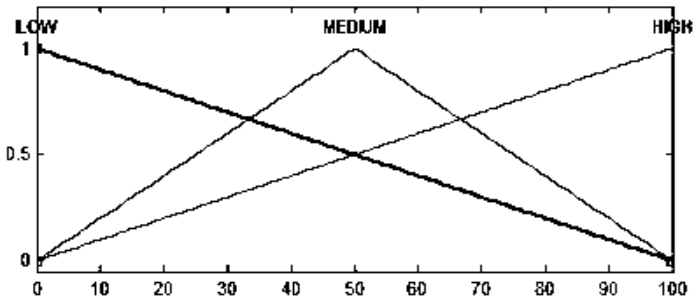
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳. تابع عضویت متغیر مهارت



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴. تابع عضویت متغیر سلامت



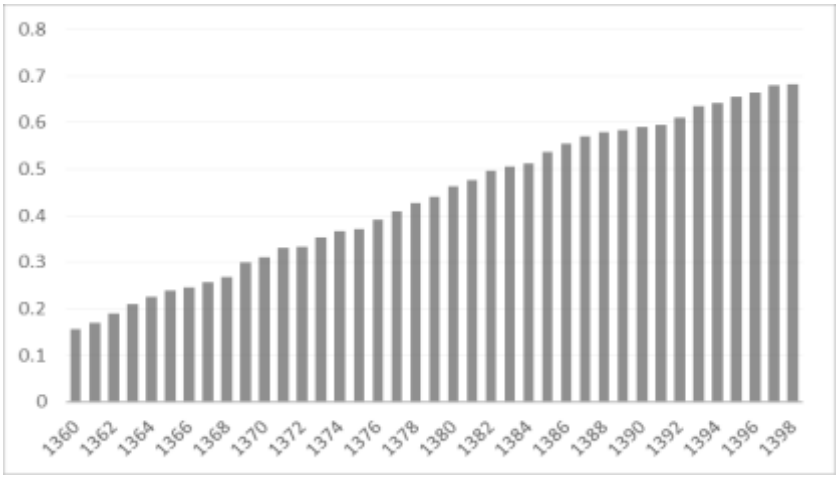
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵. تابع عضویت شاخص سرمایه انسانی

قواعد تصمیم‌گیری ترکیب سطوح ویژه، همراهی بین سه متغیر همراه‌کننده سرمایه انسانی را تعیین می‌کند تا سطوح همراهی برای شاخص سرمایه انسانی ایجاد شود. در حقیقت، درجه همراهی، درجه کمی شدن شاخص سرمایه انسانی است. این قواعد، ذهنی و برگرفته از مطالعات پیشین، دانش و برداشت منطقی کارشناسان و خبرگان، از تأثیر این متغیرها بر سرمایه انسانی است.

بعد از تعیین قواعد فازی، باید نوع تابع مورد استفاده برای فازی‌زدایی (تبدیل ارزش‌های زبانی به اعداد قطعی) مشخص شود، که در این تحقیق، از تابع مرکز سطح برای فازی‌زدایی متغیر خروجی استفاده شده است. بعد از انجام مراحل فوق، سیستم استنتاج فازی برای شاخص سرمایه انسانی با استفاده از نرم‌افزار متلب[1] شبیه‌سازی شده است. این شاخص با استفاده از متغیرهای ورودی و سیستم استنتاج فوق، خروجی برای هر سال می‌سازد. این شاخص عددی بین صفر و یک است و وضعیت سرمایه انسانی هر سال ایران را نشان می‌دهد.

با توجه به آنچه در روش‌شناسی و ادبیات وجود دارد و ورودی‌ها و قواعد فازی بیان شده، می‌توان نتایج حاصل از برآورد شاخص سرمایه انسانی را در نمودار (۶) مشاهده کرد:



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۶. شاخص سرمایه انسانی طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۰

همان‌طور که نمودار (۶) نشان می‌دهد، شاخص سرمایه انسانی طی سال‌های مورد بررسی تحقیق افزایش چشم‌گیری را تجربه کرده است و این مهم را می‌توان ناشی از گسترش آموزش عالی، دوره‌های کاربردی مهارت آموزی و بهبود وضعیت سلامت و بهداشت طی سال‌های اخیر دانست. خصوصیت فوق‌العاده سرمایه انسانی برای رشد انبوه در یک دوره زمانی ایجاب می‌کند که آموزش، بهداشت و مهارت موجب انباشت این سرمایه شود. رشد سرمایه فیزیکی به علت سیکل‌های تجاری و کسب و کار همیشه پایدار نیست، اما سرمایه انسانی با توجه به مؤلفه‌های همراه کننده‌ای (آموزش، مهارت و بهداشت) که دارد، پتانسیل رشد مداوم را دارا می‌باشد. از آنجا که وضعیت نظام آموزشی و بهداشت و درمان در سال‌های مورد بررسی تحقیق روند رو به رشدی را تجربه کرده است، می‌توان اظهار داشت که نتیجه حاضر با توجه به ورودی‌های استنتاج فازی منطقی به نظر می‌رسد، لذا همان‌طور که سری زمانی شاخص برآوردی سرمایه انسانی نشان می‌دهد، در ایران طی سال‌های مورد بررسی تحقیق انباشت سرمایه انسانی دارای یک آهنگ رشد پایدار بوده و این مهم توسط رشد میزان سرانه آموزش، بهداشت و مهارت تبیین شده است.

۴-۲- برآورد مدل تحقیق

برای اطمینان از درستی ضرایب برآوردی مدل، می‌بایست آزمون‌های مانایی، ایستایی متغیرها را تأیید کنند. در بررسی حاضر، آزمون مانایی متغیرهای مدل به‌وسیله آزمون متداول دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) انجام می‌شود. نتایج آزمون ایستایی متغیرها در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲. بررسی ایستایی متغیرهای مدل پژوهش بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)

متغیر	نوع	مقدار	نتیجه مانایی
LnY	مقدار آماره	-۶/۰۷۵	ایستا
	سطح احتمال	۰/۰۰۰۱	
LnTR	مقدار آماره	-۶/۴۳۳	ایستا
	سطح احتمال	۰/۰۰۰۰	
LnURB	مقدار آماره	-۹/۵۴۳	ایستا
	سطح احتمال	۰/۰۰۰۰	
LnIND	مقدار آماره	-۶/۷۵۲	ایستا
	سطح احتمال	۰/۰۰۰۰	
LnG	مقدار آماره	-۴/۵۲۸	ایستا
	سطح احتمال	۰/۰۰۴۷	
LnHC	مقدار آماره	-۵/۶۸۹	ایستا
	سطح احتمال	۰/۰۰۰۲	
LnK	مقدار آماره	-۵/۵۷۲	ایستا
	سطح احتمال	۰/۰۰۰۲	

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه فرضیه صفر آزمون نشان‌دهنده وجود ریشه‌ی واحد برای هر متغیر است، چنانچه سطح احتمال محاسبه‌شده کمتر از پنج درصد باشد، فرضیه وجود ریشه واحد برای آن متغیر رد می‌شود. بررسی ایستایی متغیرهای الگو بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد که تمامی متغیرها مانا هستند.

در جدول (۳)، نتایج حاصل از تخمین مدل تحقیق با استفاده از شاخص محاسبه شده فازی برای سرمایه انسانی نشان داده شده است:

جدول ۳. نتایج برآورد مدل با استفاده از شاخص فازی سرمایه انسانی

متغیر توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره T	سطح احتمال
LNY (-1)	۰/۹۴۳۲	۰/۰۱۳۱	۷۱/۹۱۳۴	۰/۰۰۰۰
LNK	۰/۱۱۶۰	۰/۰۵۰۶	۲/۲۸۹۸	۰/۰۲۹۰
LNTR	-۰/۱۷۰۲	۰/۰۴۸۶	-۳/۵۰۲۳	۰/۰۰۱۴
LNHC	۰/۵۳۳۲	۰/۱۳۷۷	۳/۸۷۰۶	۰/۰۰۰۵
LNG	۰/۱۰۰۲	۰/۰۵۷۶	۱/۷۳۷۶	۰/۰۹۲۲
LNURB	-۰/۹۰۷۸	۰/۱۹۱۴	-۴/۷۴۳۲	۰/۰۰۰۰
LNIND	۰/۵۲۱۰	۰/۲۰۵۳	۲/۵۳۶۷	۰/۰۱۶۴
آزمون سارگان	آماره J-statistic = ۸/۱۴۳۵			۰/۸۳۴۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۳)، می‌توان اظهار داشت؛ درصورتی‌که در مدل تحقیق از شاخص محاسبه شده به‌وسیله منطق فازی برای سرمایه انسانی استفاده شود، برآورد مدل از نظر آماری و تئوریک ضرایب سازگار و معنی‌داری را ارائه می‌دهد. مدل برآوردی ازنظر شاخص‌های آماری در وضعیت مناسبی قرار دارد. فرضیه صفر آزمون سارگان را نمی‌توان رد کرد و ازاین‌رو می‌توان گفت که متغیّرهای ابزاری استفاده شده در مدل برآوردی معتبر هستند، زیرا فرض صفر آزمون سارگان بر معتبر بودن ابزارها دلالت دارد. نتایج بیانگر معنی‌داری همه ضرایب به‌جز ضریب متغیر اندازه دولت در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد. ضریب متغیر اندازه دولت در فاصله اطمینان ۹۰ درصد از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد.

با توجه به اینکه سطح احتمال متناظر با آماره t ضریب رشد اقتصادی با وقفه یک سال برابر ۰/۰۷ می‌باشد، لذا می‌توان اظهار داشت که رشد اقتصادی دوره قبل تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی در ایران داشته است. این نتیجه با تئوری‌های اقتصادی و بیشتر مطالعات قبلی سازگار است. اثر متغیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی، مثبت و از نظر آماری معنی‌دار است. کشش رشد اقتصادی نسبت به سرمایه انسانی برابر با ۰/۵۳ می‌باشد، یعنی با افزایش یک‌درصدی سرمایه انسانی، درصد رشد

اقتصادی ایران ۰/۵۳ افزایش می‌یابد. تشکیل سرمایه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد؛ به عبارت دیگر، با افزایش یک درصدی سرمایه تولید سرانه به میزان ۰/۱۱ درصد افزایش می‌یابد. با انباشت سرمایه انسانی نه تنها سرمایه انسانی به‌طور مستقیم موجب رشد اقتصادی خواهد شد، بلکه انباشت و استفاده بهینه از آن سبب افزایش بهره‌وری دیگر عوامل نیز خواهد شد که این اثر غیرمستقیم و درون‌زای سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی را تبیین می‌کند.

ضریب آزادی تجاری برابر ۰/۱۷- بوده و با افزایش تجارت، رشد اقتصادی، کاهش پیدا کرده است. به عبارت دیگر، کشش رشد اقتصادی نسبت به آزادی تجاری برابر ۰/۱۷ بوده، یعنی با افزایش یک درصدی درجه باز بودن اقتصاد، از رشد اقتصادی ۰/۱۷ درصد کاسته می‌شود. همان‌طور که می‌دانیم، افزایش حجم تجارت با بازارهای جهانی و تعامل با اقتصاد کشورهای دیگر، در صورتی می‌تواند تأثیرات خوبی بر اقتصاد و به‌ویژه سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی داشته باشد، که همراه با افزایش صادرات و ورود سرمایه‌گذاری به داخل کشور باشد، زیرا با افزایش صادرات، تولید در اقتصاد داخلی رونق گرفته و موجب افزایش حجم و ارزش تولیدات می‌شود، اما چنانچه آمار و اطلاعات نشان داده است در طول سال‌های مورد بررسی تحقیق سهم بخش واردات روز به روز بیشتر شده و در برخی مواقع واردات کالاهایی که نمونه داخلی داشته‌اند موجب تعطیلی کارخانه‌ها و کارگاه‌های داخلی شده، که این خود کاهش تولید در اقتصاد را درپی داشته است، لذا این نتیجه با توجه به شواهد آماری و واقعیت‌های موجود در اقتصاد ایران منطقی به نظر می‌رسد. ضریب متغیر صنعتی شدن برابر ۰/۵۲ می‌باشد، که این نشان‌دهنده تأثیر مثبت درجه صنعتی شدن بر رشد اقتصادی ایران است. این متغیر نیز تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد.

با توجه به سطح احتمال متناظر با آماره T متغیر مخارج دولت که کمتر از ۱۰ درصد می‌باشد؛ می‌توان استنباط کرد که در فاصله اطمینان ۹۰ درصد مخارج دولت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد، به‌عبارت دیگر افزایش مخارج دولت موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود، به‌طوری‌که کشش رشد اقتصادی ایران نسبت به مخارج دولت برابر ۰/۱ می‌باشد. دولت یکی از بخش‌های مهم اقتصادی به شمار می‌رود، که در کنار نقش هدایت کننده‌اش در اقتصاد، در زمینه‌های تولیدی نیز نقش عمده‌ای را ایفا می‌کند. فعالیت‌های دولت می‌تواند بر تولید بخش خصوصی و در نهایت تولید کل

اقتصاد، اثرات مثبت داشته باشد. دولت نقش سازنده در اقتصاد دارد و می‌تواند با سیاست‌های بودجه‌ای خود موجب رونق دادن به بخش‌های مختلف اقتصاد گردد.

متغیر شهرنشینی تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران دارد. علامت منفی ضریب متغیر شهرنشینی می‌تواند ناشی از این باشد، که نرخ شهرنشینی بدون توجه به روند فراهم کردن زیرساخت‌های لازم در شهرها و افزایش تخصص نیروی کار مهاجر، افزایش یافته است. گسترش مهاجرت به شهرهای ایران، منجر به گسترش اشتغال غیررسمی در این مناطق شده و این امر موجب شده است که شهرنشینی نه تنها رشد اقتصادی را افزایش ندهد بلکه موجبات کاهش رشد اقتصادی را فراهم آورد، زیرا مشارکت اقتصادی نیروی کار کاهش یافته است. این مساله با توجه به بررسی آمار بیکاری شهرها در ایران طی سال‌های اخیر تأیید می‌شود. روند شهرنشینی در ایران در دهه‌های گذشته بسیار سریع بوده و به نسبت توسعه نابسامان نقاط شهری، چالش‌های اساسی پیش روی برنامه‌ریزان در عرصه منطقه‌ای ایجاد کرده است. این پدیده به سبب ایجاد فقر و گسترش آن و همچنین مجاورت با محیط شهری می‌تواند گسترش ناامنی را برای شهرها در پی داشته باشد و تهدیدی جدی برای پایداری و انسجام جامعه شهری تلقی می‌شود. چنانچه آمار و ارقام نشان می‌دهد، بیکاری در شهرها در حال افزایش بوده است. این اثرگذاری منفی بر رشد اقتصادی با نتایج مطالعات پیشین مانند کازرونی و همکاران (۱۳۹۷) سازگاری دارد.

۵- نتیجه‌گیری

مدل‌های رشد درون‌زا، بیشتر به نقش سرمایه انسانی در فرآیند تولید تأکید داشته و در کارهای محققان برجسته شده است. بررسی مبانی نظری و مطالعات تجربی نشان می‌دهد که کیفیت نیروی انسانی بر فرآیند تولید تأثیرگذار بوده و می‌تواند نقش ویژه‌ای در رشد اقتصادی داشته باشد .در این مقاله با استفاده از روش GMM به بررسی اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۰ پرداخته شده است .محققان برای واردکردن سرمایه انسانی در بحث‌های اقتصادی و مدل‌های اقتصادسنجی شاخص‌های مختلف را در نظر می‌گیرند .سرمایه انسانی علاوه بر جنبه آموزش مشتمل بر جنبه‌های دیگر مانند مهارت و بهداشت نیز می‌باشد، لذا شاخص آموزش که در بیشتر مطالعات داخلی از آن استفاده شده است نمی‌تواند پراکسی

کارآمدی برای سرمایه انسانی باشد .در این راستا پس از بررسی مطالعات پیشین و مبانی نظری موضوع، سه متغیر؛ آموزش، مهارت و بهداشت به‌عنوان مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر شکل‌گیری سرمایه انسانی شناسایی شده‌اند. سپس با استفاده از روش منطق فازی و استنتاج ممدانی، سری زمانی شاخص سرمایه انسانی در ایران برآورد شده است . نتایج این محاسبه نشان می‌دهد که شاخص سرمایه انسانی در سال‌های مورد بررسی افزایش قابل توجهی داشته است که می‌تواند به علت افزایش آموزش، مهارت آموزی و بهبود وضعیت بهداشت و درمان در جامعه باشد. پس از استفاده از این شاخص مدل تخمین زده شده است. در ادامه خلاصه نتایج برآورد مدل به روش GMM در سری‌های زمانی گزارش شده است:

سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران دارد. این نتیجه با تئوری‌های رشد درون‌زا و مطالعات تجربی پیشین هم‌راستا می‌باشد. بهبود کیفیت نیروی انسانی سبب افزایش بهره‌وری و بازدهی بنگاه‌های اقتصادی با استفاده از رشد مهارت‌های کارکنان آن می‌شود. با توجه به نتایج محاسبه شاخص سرمایه انسانی در این مطالعه می‌توان اظهار کرد که سرمایه انسانی در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۰ الی ۱۳۹۸ روند رو به رشدی را تجربه کرده است، اما این مهم در رشد اقتصادی ایران نمود پیدا نکرده است، چرا که سرمایه انسانی به‌صورت درست در تولید به کار گرفته نشده است لذا می‌تواند از حالت بالقوه به بالفعل درآمده و موجبات رشد و توسعه اقتصادی را فراهم کند. شرایط فعلی اقتصاد ایران نشان می‌دهد که با توجه به افزایش سهم جمعیت در گروه سنی ۱۵ تا ۶۵ سال نسبت به سایر گروه‌های سنی و باز شدن پنجره جمعیتی در کشور، می‌توان انتظار افزایش رشد اقتصادی را داشت. به عبارت دیگر، اثرات مثبت پنجره جمعیتی در ابعاد اقتصادی تا حدودی در کشور ما به وقوع پیوسته است. در حال حاضر، با توجه به ماهیت گذار جمعیتی و تغییرات ساختار سنی مرتبط با آن، سهم جمعیت سنین فعالیت در ایران افزایش یافته و این فرآیند موجب گشوده شدن پنجره فرصت و سود جمعیتی فراروی اقتصاد کشور شده است. همین امر یکی از دلایل مهم ضرورت توجه و دقت در سیاست‌گذاری در این حوزه است. شرایط و وضعیت بخش واقعی اقتصاد نیز در این نهادسازی‌ها تأثیر تعیین‌کننده دارد، لذا با توجه به نتایج مطالعه حاضر و به‌منظور تقویت سرمایه انسانی پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

- شرایط فعلی اشتغال در اقتصاد ایران مبین این نکته است که سرمایه انسانی و نیروی کار با مازاد روبه‌رو هستند. پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی از این فرصت و ظرفیت بالقوه سرمایه انسانی حداکثر استفاده را انجام دهند و با گشایش پنجره جمعیتی، حجم اقتصاد کشور را بزرگ‌تر از قبل کنند. باید توجه داشت که موهبت سرمایه انسانی کنونی، محدودیت زمانی دارد و سرانجام هنگامی‌که با طی شدن مراحل گذار سنی، نیروی کار سالخورده شده و این موهبت از بین می‌رود، بنابراین فرصت استفاده از مزایای پنجره جمعیتی و انباشت سرمایه انسانی (سرمایه بالقوه)، محدود است، لذا باید به بهترین نحو ممکن از فرصتی که ایجاد شده، در جهت افزایش رشد اقتصادی استفاده شود.

- با توجه به اینکه متغیرهای آموزش، مهارت و بهداشت روی تشکیل سرمایه انسانی اثرگذار هستند می‌توان پیشنهاد کرد که سیاست‌گذاران اقتصادی و اجتماعی روی این متغیرها سرمایه‌گذاری ویژه‌ای داشته باشند تا بتوان تشکیل سرمایه انسانی را افزایش داد.

- افزایش مراکز مهارت آموزی و بهبود کیفیت این آموزش‌ها و برگزاری دوره‌های آموزشی عملی بیشتر در کشور می‌تواند موجب بهبود وضعیت سرمایه انسانی گردد.

- در صنایع و مراکز تولیدی و خدماتی کشور از متخصصان سالم و ماهر در زمینه‌های مختلف استفاده شود.

- تدوین سیاست‌های مناسب بهداشت و درمان در جهت تقویت سلامت جسمی و روانی نیروی فعال اقتصادی می‌تواند اقدامی کارساز برای افزایش رشد اقتصادی و سلامت جامعه باشد.

اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد مثبت و معنی‌دار ارزیابی شده است. این نتیجه با مبانی نظری و مطالعات پیشین سازگاری لازم را داشته است و پیشنهاد می‌شود که در مسیر افزایش رشد اقتصادی به نقش مخارج دولت توجه لازم انجام شود. دولت برای افزایش مخارج خود نیازمند بودجه کافی است و اگر مخارج دولت به‌صورت نامتعارف افزایش یابد، آنگاه زمینه ایجاد کسری بودجه شدید نیز فراهم می‌شود. طبق تئوری‌های اقتصادی دخالت بیش از اندازه دولت کارایی لازم را نداشته و در نهایت ممکن است موجب کاهش رشد نیز شود. افزایش بیش از اندازه مخارج ممکن است منابع عمومی و حتی خانوار را به سمت غیربهینه‌ای سوق دهد. یکی از ضرورت‌های فرآیند رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه لزوم هزینه‌های بیشتر

دولت در مسیر رشد اقتصادی است، اما آنچه اهمیت دارد مدیریت مالی عمومی است که می‌تواند به‌جای کم کردن مخارج دولت در فرآیند رشد اقتصادی به مدیریت بهینه و تخصیص مناسب منابع توسط دولت در اقتصاد توجه بیشتر انجام شود.

اثر شهرنشینی بر رشد اقتصادی منفی و معنی‌دار بوده است. هرچند که تئوری و مطالعات پیشین نشان‌دهنده اثر مثبت و معنی‌دار نرخ شهرنشینی بر رشد اقتصادی هستند، اما می‌توان اظهار داشت که این نتیجه با ویژگی ساختاری ایران سازگار بوده است. تأثیر منفی گسترش شهرنشینی بر واقعیت‌های اقتصادی و اجتماعی شهرنشینی موجود استوار است. نابرابری‌های بین مناطق کشور، انگیزه مهاجرت به کلان‌شهرها و مراکز توسعه‌یافته شهری را بالا برده است. به دلیل ضعف صنایع نوپای شهری در جذب نیروی کار غیرماهر از یک سو و پایین بودن سطح تحصیلات و مهارت‌های مهاجرین از سوی دیگر، اشتغال غیررسمی با رشد بی‌سابقه‌ای روبرو شده است. با توجه به عدم وجود زیرساخت‌های لازم و نبود مشاغل اقتصادی متناسب با نیروی کار غیرماهر که از روستا به شهرها مهاجرت کرده (که این خود موجب افزایش بیکاری در شهرها می‌شود)، این نتیجه منطقی به نظر می‌آید. به عبارت دیگر، با افزایش نرخ شهرنشینی، یعنی مهاجرت به شهرها به همان تعداد شغل به‌طور کامل برای این دسته از جامعه ایجاد نشده است و یا اگر شغلی وجود دارد، نیازمند داشتن تخصص می‌باشد. طی سال‌های اخیر شهرهای ایران همواره با اسکان غیررسمی مواجه بوده است و روند روبه رشد این سکونتگاه‌ها همچنان ادامه دارد. در حقیقت حاشیه‌نشینی و سکونتگاه‌های غیررسمی نشان‌دهنده پدیده شهرنشینی مخرب است. از سوی دیگر، رشد سریع شهری کنترل و برنامه‌ریزی صحیح را از برنامه‌ریزان سلب می‌کند. از مهم‌ترین چالش‌های عدم برنامه‌ریزی می‌توان به افزایش سطح و مقیاس در مناطق حاشیه‌ای شهرها، که در اصطلاح مناطق غیررسمی نامیده می‌شود نام برد. بستری که برای ساکنان آن مشکلات اجتماعی، بهداشتی، امنیتی و اقتصادی را ایجاد می‌کند. با توجه به تأثیر منفی شهرنشینی بر رشد اقتصادی، پیشنهاد می‌شود که از روند رو به رشد نرخ شهرنشینی در ایران کاسته شود. برای این منظور باید دولت امکانات و زیرساخت‌های لازم برای اشتغال و رفاه مردم را در روستاها فراهم آورده و موجب رونق گرفتن بخش مولد اقتصاد در ایران، یعنی بخش کشاورزی شود.

شاخص صنعتی شدن، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران دارد. تجمیع فعالیت‌های صنعتی از طریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی موجب رشد می‌شود. صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی، زمانی رخ می‌دهد که هزینه‌های تولید بنگاه‌ها در صنعتی خاص، با افزایش تولید آن صنعت کاهش یابد. چنین مسئله‌ای بدان علت است که تجمع‌های صنعتی، اندوخته فراوانی از نیروی کار دارد، که کارایی بازار نیروی کار محلی را از طریق انطباق بین کارگران با کارفرمایان تسهیل کنند. همچنین وجود سرریزهای مفید دانش هم درون و هم بین صنایع محلی را بهبود می‌بخشد.

در ادبیات اقتصادی در مورد اثرگذاری مثبت آزادی تجاری بر رشد اقتصادی آمده است که تأثیر مثبت را می‌توان نتیجه انتقال فناوری از طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای با تکنولوژی پیشرفته به کشور، گسترش رقابت، گسترش بازارهای اقتصادی و پیوند بیشتر اقتصاد با اقتصادهای دیگر دانست، که همگی از عوامل مؤثر بر بهبود رشد اقتصادی است. شایان ذکر است، تجارت کشورهای در حال توسعه با کشورهای پیشرفته به لحاظ فناوری، سبب می‌شود کشورهای درحال‌توسعه، از فواید هزینه‌های تحقیق و توسعه کشورهای پیشرفته برخوردار شوند؛ یعنی با واردات کالاهای سرمایه‌ای، دانش فنی پیشرفته، تحقیق بر روی آنها و بومی کردن آن می‌توانند سریع‌تر سطح دانش فنی خود را ارتقا دهند، اما چنانچه شواهد نشان داده است کشور ایران طی دوره مورد بررسی تحقیق این مسیر ذکر شده را طی ننموده تا بتواند از مزایای تجارت خارجی در جهت رشد اقتصادی بیشتر سود ببرد و بیشتر به واردات متکی بوده است. همچنین ایران با کشورهای صنعتی کمتر رابطه تجاری داشته و این مسیر سرریزهای فناوری و دانش اتفاق نیافتاده و تکنولوژی تولید تغییرات گسترده نداشته است، لذا نتیجه مطالعه حاضر مبنی بر تأثیر منفی آزادی تجاری بر رشد اقتصادی نیز این امر را تأیید می‌کند.

سایر نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی نیز مثبت و معنی‌داری بوده است که با تئوری موجود در این زمینه و مطالعات پیشین هم‌راستا است. سرمایه، موتور محرکه رشد و توسعه اقتصادی در تمام نظریات و الگوهای رشد اقتصادی محسوب می‌شود. ازاین‌رو، افزایش سرمایه‌گذاری از طریق تأمین منابع مالی طرح‌های اقتصادی که ازجمله مهم‌ترین دغدغه‌های تصمیم‌گیرندگان اقتصادی در هر جامعه است سبب افزایش تولید و به دنبال آن رشد اقتصادی می‌شود.

منابع

۱. اکبر موسوی، سید صالح و حقیقت، جعفر (۱۳۹۵). برآورد سری زمانی سرمایه انسانی بر مبنای متوسط سال‌های تحصیل (مطالعه موردی ایران، سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۲). مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۵(۱۷): ۱۵۰-۱۳۱.

۲. اکبر موسوی، سید صالح، حقیقت، جعفر و سلمانی بی‌شک، محمدرضا (۱۳۹۴). تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران (رویکرد غیرخطی)، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۶۳ (۲): ۱۴۴-۱۲۱.

۳. امینی، علیرضا و حجازی آزاد، زهره (۱۳۸۶). تحلیل و ارزیابی نقش سلامت و بهداشت در ارتقاء بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۹ (۳۰): ۱۶۳-۱۳۷.

۴. آقایی، مجید، رضاقلی‌زاده، مهدیه و باقری، فریده (۱۳۹۲). بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران. پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، ۹ (۱): ۲۱-۴۴ .

۵. تقی‌نژاد عمران، وحید و بهمن، محمد (۱۳۹۱). قاعده‌ی گسترش یافته تیلور: مطالعه موردی ایران ۱۳۵۷-۸۶، تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۳(۹): ۱۹-۱.

۶. جوزاریان، فیض‌اله (۱۳۹۱). بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران، توسعه و برنامه‌ریزی، ۱ (۵): ۱۱۴-۹۵.

۷. درگاهی، حسن و قدیری، امرالله (۱۳۸۲). تجزیه‌وتحلیل عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی ایران (با مروری بر الگوهای رشد درون‌زا)، پژوهشنامه بازرگانی، ۲۶: ۳۳-۱.

۸. دژپسند، فرهاد، عرب مازار، عباس و سیفی، شاپور (۱۳۹۶). برآورد ارزش موجودی سرمایه انسانی در ایران با رویکرد درآمدی (۱۳۹۳-۱۳۸۴)، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۲ (۷۱): ۱۵۶-۱۱۵.

۹. سامتی، مرتضی، فتح‌آبادی، مهدی و رنجبر، همایون (۱۳۹۳). اثرات صرفه‌های تجمع صنعتی و شهرنشینی بر رشد اقتصادی: شواهدی از بازارهای ایران، مدل‌سازی اقتصادی، ۸ (۲۷): ۳۶-۱۷.

۱۰. سرلک، احمد و قیاسی، مجتبی (۱۳۹۶). بررسی تأثیر سرمایه انسانی و تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو آسه آن، اقتصاد کاربردی، ۲ (۷): ۶۲-۵۱.
۱۱. سلاطین، پروانه و غفاری صومعه، نیلوفر (۱۳۹۵). تأثیر سرمایه انسانی بر کیفیت محیط‌زیست، انسان و محیط‌زیست، ۱۴ (۲): ۱۲-۱.
۱۲. صالحی، محمدجواد و جمالی (۱۳۹۳). اندازه‌گیری سرمایه انسانی با روش هزینه‌یابی مبتنی بر فعالیت و ارزش‌افزوده اقتصادی، نامه آموزش عالی، ۷ (۲۷): ۳۵-۴۸.
۱۳. عاقلی، لطفعلی، صادقی، حسین و اسوار، آرش (۱۳۹۳). تأثیر دموکراسی بر آلودگی محیط‌زیست: شواهدی از کشورهای منتخب صادرکننده نفت، اقتصاد مقداری، ۱۱(۲): ۴۰-۲۱.
۱۴. عزتی، مرتضی، مظفری، زانا و علیلو، خاطره (۱۳۹۸). اثر ساختار سنی جمعیت بر امنیت اقتصادی ایران، پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار، ۱۹(۲): ۱۵۹-۱۲۵.
۱۵. قربانی، فاضل، سرلک، احمد و حاجی، غلامعلی (۱۳۹۹). تأثیر سرمایه انسانی و فضای کسب و کار بر رشد اقتصادی استان‌های ایران، مدل‌سازی اقتصادی، ۱۴ (۵۰): ۱۷۶-۱۵۳.
۱۶. کازرونی، علیرضا، علیلو، خاطره و مظفری، زانا (۱۳۹۷). بررسی تأثیر همزمان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ شهرنشینی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران (۱۳۹۴-۱۳۸۵)، پژوهشنامه اقتصادی، ۱۸ (۷۱): ۲۶۰-۲۲۵.
۱۷. کازرونی، علیرضا، کیانی، پویان و مظفری، زانا (۱۳۹۵). برآورد نرخ بهره در ایران با استفاده از منطق فازی، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۹(۳۰): ۹۳-۷۷.
۱۸. محمدزاده، اعظم، شهیکی تاش و محمد نبی و روشن، رضا (۱۳۹۴). مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) و مبتنی بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM) در توضیح بازده سهام در ایران، نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۲(۳): ۷۲-۴۹.
۱۹. محمدی، حسین و سخی، فاطمه (۱۳۹۲). تأثیر تجارت، سرمایه‌گذاری خارجی و توسعه انسانی بر شاخص عملکرد محیط‌زیست، سیاست‌های راهبردی و کلان، ۱(۳): ۷۵-۵۵.

۲۰. مقصودپور، محمدعلی (۱۳۹۵). تأثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی ایران: مطالعه موردی مراکز استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۵، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۶ (۲۴): ۱۰۳-۷۹.

21. Ahmad, M., & Khan, R. E. A. (2018). Age-structure, human capital and economic growth in developing economies: A disaggregated analysis. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences (PJCSS).* 12 (1): 229-252.
22. Amna Intisar, R., Yaseen, M. R., Kousar, R., Usman, M., & Makhdum, M. S. A. (2020). Impact of trade openness and human capital on economic growth: a comparative investigation of Asian countries. *Sustainability*, 12 (7): 2930.
23. Barro, R. J. (2001). Human capital and growth. *American economic review*, 91 (2): 12-17.
24. Beck, T., Levine, R., & Loayza, N. (2000). Finance and the Sources of Growth. *Journal of financial economics*, 58 (1): 261-300.
25. Beckerman, W. (1992). Economic growth and the environment: Whose growth? Whose environment?. *World development*, 20 (4): 481-496.
26. Eggoh, J., Houeninvo, H., & Sossou, G. A. (2015). Education, health and economic growth in African countries. *Journal of Economic Development*, 40 (1): 93.
27. Folloni, G., & Vittadini, G. (2010). Human capital measurement: a survey. *Journal of economic surveys*, 24 (2): 248-279.
28. Grossman, M. (2000). The human capital model. *Handbook of health economics*, 1: 347-408.
29. Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis* (Vol. 2). Princeton: Princeton university press.
30. Han, J. S., & Lee, J. W. (2020). Demographic change, human capital, and economic growth in Korea. *Japan and the World Economy*, 53, 100984.
31. HanushekE, A. (2016). Will more higher education improve economic growth? *Oxford Review of Economic Policy*, 32 (4): 538-552.
32. Higon, D. A., and Sena, V. (2006). *Productivity, Spillovers and Human Capital: An Analysis for British Establishments Using the ARD Dataset*, DTI.
33. Kwon, D. B. (2009, October). Human capital and its measurement. In *The 3rd OECD World Forum on "Statistics, Knowledge and Policy" Charting Progress, Building Visions, Improving Life* (pp. 27-30).

34. Lim, S. S., Updike, R. L., Kaldjian, A. S., Barber, R. M., Cowling, K., York, H., ... & Murray, C. J. (2018). Measuring human capital: a systematic analysis of 195 countries and territories, 1990–2016. *The Lancet*, 392 (10154): 1217-1234.
35. Miciuła, I. (2016). The measurement of human capital methods. *Folia Oeconomica Stetinensia*, 16 (1): 37-49.
36. Mubarik, M. S., Chandran, V. G. R., & Devadason, E. S. (2018). Measuring human capital in small and medium manufacturing enterprises: What matters?. *Social Indicators Research*, 137 (2): 605-623.
37. Ogbeifun, L., & Shobande, O. A. (2021). A reevaluation of human capital accumulation and economic growth in OECD. *Journal of Public Affairs*, e02602.
38. Oxley, L., Le, T., & Gibson, J. (2008). Measuring human capital: alternative methods and international evidence. *Korean Economic Review*, 24 (2): 283-344.
39. Schultz, T. W. (1962). Reflections on investment in man. *Journal of political economy*, 70 (5, Part 2): 1-8.
40. Siddiqui, A., & Rehman, A. U. (2017). The human capital and economic growth nexus: in East and South Asia. *Applied Economics*, 49 (28): 2697-2710.
41. Tchanturia, N., Beridze, T., & Kurashvili, G. (2015). Features of Development of the Human Capital in Georgia. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 213: 580-585.
42. Weatherly, L. A. (2003). Human Capital-the elusive assets: Measuring and managing human capital: A strategic imperative for HR. *Research Quarterly*.
43. WIDARNI, E. L., & BAWONO, S. (2021). Human Capital, Technology, and Economic Growth: A Case Study of Indonesia. The Journal of Asian Finance, Economics and Business, 8 (5): 29-35.
44. Yang, X. (2019). Health expenditure, human capital, and economic growth: an empirical study of developing countries. *International journal of health economics and management*, 1-14.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰/ ص ۲۰۴-۱۷۳

محاسبه و مقایسه ریسک سیستمیک با استفاده از معیارهای ΔCOVaR_DCC و MES و تحلیل تغییرات آن در چارچوب مدل مارکوف سوئیچینگ در شبکه بانکی کشور (۱۳۹۸-۱۳۸۸)

DOI: 10.22059/JTE.2021.84934

سید علی ناصری[۱]، فرخنده جبل عاملی[۲]، سجاد برخورداری دورباش[۳]

۱. دانشجوی دکتری، علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، salinaseri@yahoo.com

۲. دانشیار دانشگاه تهران، علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، fameli@ut.ac.ir

۳. دانشیار دانشگاه تهران، علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، barkhordari@ut.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۲۹

چکیده

برای توصیف وابستگی متقابل ریسک بین ۵ بانک منتخب شامل اقتصاد نوین، پارسیان، ملت، صادرات و تجارت و کل شبکه بانکی، از ارزش در معرض خطر شرطی و ریزش انتظاری نهایی به‌همراه مدل مارکوف سوئیچینگ برای دوره زمانی ۱۳۸۸/۰۳/۲۷ تا ۰۲/۱۷/ ۱۳۹۸ استفاده شده است. نحوه تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی در گذر زمان برای کل سیستم مشروط به بروز ریسک در هر یک از بانک‌ها ترسیم شده است. همچنین ΔCOVaR_DCC و ریزش انتظاری نهایی برای کل سیستم مشروط به وجود بحران در هر یک از بانک‌ها محاسبه شده است. بر مبنای معیار average ΔCOVaR(DCC) به‌ترتیب بانک‌های ملت، پارسیان، صادرات، تجارت و اقتصاد نوین بیشترین اثر را بر شاخص کل گروه بانک دارند. دینامیک تغییرات زمانی ریسک محاسبه شده بر اساس معیارهای ΔCOVaR(DCC) و ریزش انتظاری نهایی تقریباً مشابه با هم بوده یا با تاخیر زمانی بسیار کوتاه این تغییرات توسط سنجه دیگر نیز تأیید شده است. مقدار ریسک محاسبه شده طبق معیار ریزش انتظاری نهایی به مراتب بیش از مقدار ریسک محاسبه شده بر اساس سنجه ΔCOVaR(DCC) می‌باشد. نحوه تغییرات $\mathrm{COVaR}^{\mathrm{sys/bank\,i}}(\mathrm{DCC})$ در گذر زمان و در هر یک از رژیم‌های رکود و رونق مورد بررسی قرار گرفته است.

طبقه‌بندی JEL: G32, C34, C58

واژه‌های کلیدی: مارکوف سوئیچینگ، وابستگی متقابل ریسک دنباله‌ای، سنجه ریسک سیستمیک، ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR)، ریزش انتظاری نهایی (MES)

۱- مقدمه

پس از بروز بحران مالی سال ۲۰۰۷، بروز خطر سقوط و فروپاشی مؤسسات مالی بزرگ و به‌دنبال آن رکود و کاهش ارزش در بازارهای سهام در سراسر جهان، نوسان و بی‌ثباتی بازارهای مالی جهانی افزایش یافته است. به دلیل وجود پیوند مستقیم بین بانک‌ها و مؤسسات مالی با صنایع مختلف از طریق مکانیسم اعتباردهی و نقش مهمی که آنها به‌عنوان واسطه‌های مالی در کانال انتقال پولی دارند، شکست یا بروز بحران در آنها تأثیر مستقیمی بر اقتصاد بر جای می‌گذارد. آدریان و برونرمیر[1] (۲۰۰۹)، مفهوم جدیدی به نام ارزش در معرض خطر مشروط[2] را به‌عنوان یک سنجه قابل اتکا برای محاسبه ریسک سیستمیک معرفی کرده‌اند. ارزش در معرض خطر مشروط، به‌عنوان ارزش در معرض خطر کلی یک مؤسسه، مشروط بر اینکه مؤسسه دیگری در اضطرار و تنگنا باشد، تعریف شده است. در این چارچوب، ارزش در معرض خطر مشروط، نه تنها ریسک‌های سراسری تعبیه شده در هر مؤسسه را توصیف می‌کند، بلکه سهم و مشارکت هر مؤسسه در ریسک سیستمی را منعکس و هم‌حرکتی‌های حدی دنباله‌ای[3] را نیز توصیف می‌کند (جیراردی و ارگون[4] (۲۰۱۳)).

آثار سرریز شرایط نزولی بازارهای مالی می‌تواند از طریق سایر مؤسساتی که در همان زمان درگیر شرایط اضطرار و تنگنا هستند، منتشر شود. در نتیجه، لازم است معیار کلی جدیدی برای ریسک ساخته و پرداخته شود، به‌گونه‌ای که بتواند اضطرار و تنگناهای مقارن را به‌عنوان رویدادهای شرطی مورد توجه قرار دهد. از سویی رفتار بازده دارایی‌های مالی نشان می‌دهد که آنها در خلال دوره‌های بحرانی در قیاس با دوره‌های نرمال، همبستگی بیشتری با یکدیگر دارند. لونجین و سولنیک[5] (۲۰۰۱) ، نشان داده‌اند که پدیده وابستگی نامتقارن، از نظر آماری قابل ملاحظه می‌باشد. آنگ و بکائرت[6] (۲۰۰۲ الف)، نشان داده‌اند مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در بازسازی و شبیه‌سازی درجه همبستگی نامتقارن مشاهده شده در داده‌ها، عملکرد بهتری دارند. با وجود رژیم‌هایی با همبستگی‌ها و بازده‌های انتظاری مختلف، استفاده و بهره‌برداری از یک

1. Adrian and Brunnermeier
2. Conditional Value-at-Risk (CoVaR)
3. extreme tail co–movements
4. Girardi, G., Erg¨un, A.T.
5. Longin and Solnik
6. Ang and Bekaert

مدل واحد برای کل مجموعه با مشکلات زیادی همراه می‌شود. بر این اساس، برای همه پرتفوی‌های سهام، استراتژی رژیم سوئیچینگ بر استراتژی‌های ایستای خارج از نمونه برتری دارد (آنگ و بکائرت، ۲۰۰۴).

در این پژوهش، با استفاده از سنجه‌های دلتای ارزش در معرض خطر شرطی و ریزش نهایی انتظاری وابستگی متقابل ریسک دنباله‌ای بین برخی از بانک‌های کشور- ملت، تجارت، صادرات، پارسیان و اقتصاد نوین- مورد بررسی قرار گرفته است[۱]. معیار ارزش در معرض خطر شرطی بر اساس دو روش همبستگی شرطی *پویا* (DCC) و رگرسیون کوانتایل محاسبه شده و مقادیر به‌دست آمده برای هر یک با یکدیگر مقایسه شده است.

مدل‌های مارکوف سوئیچینگ توانسته است بخشی از واقعیت‌های اثبات شده درحوزه مالی را به خوبی نشان دهد و نیز از توانایی توضیح رفتار غیرخطی در داده‌های سری‌های زمانی مالی برخوردار باشد. ویژگی‌های فوق جنبه‌های اساسی در تحلیل بازار بازدهی و مدل‌سازی ریسک هستند. به منظور در نظر گرفتن ویژگی‌های پهن دنباله بودن[۲] توزیع داده‌ها و همبستگی غیرخطی متغیر در زمان[۳] از یک نسخه استیودنت-t از مدل مارکوف سوئیچینگ، به‌عنوان یک جانشین عملی و کارآمد از توزیع گوسی استفاده شده است.

ساخت سنجه‌های ریسک بر مبنای مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، اجازه می‌دهد با توجه به وضعیت اقتصاد که توسط فرآیند مارکوف نهان تعیین می‌شود، بین ریسک دنباله‌ای بانک‌ها، تفاوت در نظر گرفته شود. علاوه بر این، چارچوب پیشنهادی، ما را قادر می‌کند نشان دهیم هر یک از بانک‌ها با توجه به سطح ارزش در معرض خطرشان، در هر برهه زمانی تا چه حد در معرض ریسک قرار گرفته‌اند. این امر قدرت تحلیل مدل را افزایش داده و نحوه تغییرات وابستگی‌ها و ریسک‌های سیستمیک در رژیم‌های مختلف (رونق و رکود) را به خوبی نشان می‌دهد. علاوه بر این، مدل انتخابی و فرضیات مترتب بر آن امکان توصیف هم‌حرکتی‌های حدی دنباله‌ای[۴] را که از موارد حائز اهمیت

---

۱. به دلیل عدم وجود داده‌های کافی در خصوص قیمت سهام سایر بانک‌ها، از بانک‌های ذکر شده در متن استفاده شده است.

2. Heavy–tails
3. Time varying non–linear correlations
4. Extreme tail co–movements

بنیادی در ارزیابی ساختار وابستگی بازده دارایی‌ها در رویدادهای حدی مانند بحران مالی هستند، فراهم می‌کند.

سایر بخش‌های مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است: در بخش دوم، پیشینه پژوهش ارائه شده و در بخش سوم مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و دلایل استفاده و نحوه برآورد آن ذکر شده است. بخش بعدی معرفی سنجه‌های ریسک را شامل می‌شود. در ادامه به داده‌های مورد استفاده در مقاله اشاره شده و در بخش ششم نیز برآورد مدل و نمودارها و جدول‌های ارائه شده است. در بخش پایانی نیز نتایج استنتاج شده آمده است.

۲- پیشینه پژوهش

پژوهشگران دریافته‌اند که ارزش در معرض خطر شرطی برآورد شده از توزیع‌های مرتبط با، به‌عنوان مثال، وضعیت رونق یا رکود اقتصادی، قابل تشخیص نیست. در حقیقت اندازه‌گیری دلتای ارزش در معرض خطر شرطی از سهم ریسک سیستمیک و استنباط ناشی از آن به این فرض متکی است که توزیع مشترک متغیرهای مربوطه در گذر زمان پایدار هستند. با این وجود، ادبیات نظری، شکست‌های ساختاری در اقتصاد کلان و سری‌های زمانی مالی را به رسمیت شناخته است. از این رو ساختار توزیع سری‌های زمانی ممکن است تحت هدایت و سیاست‌گذاری دولت‌ها تغییر کرده و در گذر زمان تکامل یابند. در نتیجه استفاده از مدل‌های رژیم سوئیچینگ در بررسی ریسک سیستمیک، اثرات سرریز و همچنین بررسی هم‌حرکتی سری‌های زمانی در دوره‌های مختلف به منظور یافتن نتایج دقیق‌تر، مورد توجه قرار گرفته است.

برخی از پژوهش‌ها فقط مدل‌های مارکوف سوئیچینگ را به‌کار برده و وجود رژیم‌های مختلف در داده‌ها را بررسی کرده‌اند. رامچاند و ساموئل[1] (۱۹۹۸) مدل‌های مارکوف سوئیچینگ را بر روی داده‌های بازده سهام بین‌المللی برازش کرده‌اند، ولی هیچگونه واکاوی و بررسی در خصوص تأثیر رژیم‌ها بر ترکیب پرتفوی انجام نداده‌اند. آنگ و بکائرت (۲۰۰۲) یک مدل مارکوف سوئیچینگ گوسی برای بازدهی بین‌المللی برآورد و وجود دو رژیم متفاوت در داده‌ها را تأیید کرده‌اند: یک رژیم در حال نزول و

1. Ramchand and Susmel

کسادی با بازدهی‌های منفی، نوسان زیاد و همبستگی‌های بزرگ و یک رژیم رو به رشد و ترقی با میانگین مثبت، نوسان اندک و همبستگی‌های ضعیف.

در برخی دیگر از مطالعات، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ برای بررسی همبستگی موجود بین داده‌ها و اثرات سرریز مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در این خصوص آنگ و چن[1] (۲۰۰۲)، آزمونی برای همبستگی نامتقارن بسط داده‌اند که براساس مقایسه همبستگی‌های شرطی تجربی و مبتنی بر مدل بنا شده است. در بین مدل‌هایی که آنها مقایسه می‌کنند، مدل‌های رژیم سوئیچینگ برای انعکاس این پدیده بهترین مدل می‌باشند. پلتیر[2] (۲۰۰۶)، مدل همبستگی پویای رژیم سوئیچینگ را برای واریانس بین سری‌های زمانی چندگانه ارائه کرده است. در این مدل، ماتریس همبستگی از مدل رژیم سوئیچینگ پیروی می‌کند، یعنی در داخل یک رژیم ثابت بوده، ولی بین رژیم‌ها متفاوت می‌باشد. انتقال بین رژیم‌ها نیز از طریق زنجیره مارکوف تعیین می‌شود. او بررسی‌های خود را با فرض وجود چارچوب گوسی انجام داده است. مدل استفاده شده توسط وی بینابین مدل همبستگی شرطی ثابت بولرسلف[3] (۱۹۹۰) و مدل همبستگی شرطی پویای انگل (۲۰۰۲) قرار دارد. گالو و اوترانو[4] (۲۰۰۸)، مدلی را با استفاده از زنجیره‌های مارکوف[5]، همبسته برای نشان دادن وابستگی متقابل بازارهای مالی با در نظر گرفتن بازارهای سررسیز و مستقل ارائه داده‌اند. آنها فرضیات و محدودیت‌های متعدد شامل هم‌حرکتی، استقلال، وابستگی متقابل، سررسیز، عدم علیت گرنجر را برای تعیین اثرات یک بازار بر بازار دیگر را در نظر گرفته‌اند. ژنگ و ژو[6] (۲۰۱۳)، چگونگی تغییر روابط سرریز را طی چند دوره بحرانی و آرام بررسی کرده‌اند. آنها یک الگوی علیت مارکوف سوئیچینگ برای مدل‌سازی بی‌ثباتی بالقوه نوسانات سرریز در بازارهای سهام ارائه کرده و شواهدی مبنی بر وجود تأثیرات سررسیز بین بسیاری از بازارها و قابل توجه‌تر بودن تأثیرات دوجانبه در دوره‌های بحرانی یافته‌اند. بن سعیدا و همکاران[7] (۲۰۱۸) با ترکیب یک مدل مارکوف سوئیچینگ با مدل ارزش در معرض خطر، سرریز

1. Ang and Chen
2. Pelletier
3. Bollerslev
4. Gallo & Otranto
5. Engle
6. Zheng & Zuo
7. BenSaïda, Litimi and Abdallah

نوسانات و نحوه انتقال آنها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. رویکرد آنها رژیم‌های نوسان مختلف (بالا و پایین) و وابستگی متقابل به تغییرات اقتصادی و مالی را در نظر می‌گیرد.

گروهی از مطالعات نیز اثرات تغییر رژیم را بر ریسک سیستمیک مورد توجه قرار داده‌اند. کو[1] (۲۰۰۸)، استدلال می‌کند که در شرایط مختلف، تغییرات ساختاری در کوانتایل‌های شرطی از اهمیت اساسی برخوردار می‌باشد. بنابراین در این شرایط و بدون اطلاع از وضعیت ریسک مرتبط با هر حالت، معیار دلتای ارزش در معرض خطر شرطی در بهترین حالت یک متوسط از نتایج در رژیم‌های اقتصادی مختلف است و در نتیجه کمتر قابل توصیه بوده و حتی در برخی موارد برای فعالان و تنظیم‌کننده‌های بازار گمراه‌کننده است. آدامز و دیگران[2] (۲۰۱۱)، حساسیت ریسک سیستمیک به وضعیت اقتصادی آرام[3]، نرمال و پرنوسان را نشان داده‌اند. طبق نظر بیزیاس و دیگران[4] (۲۰۱۲) و برونرمیر و اوهمک[5] (۲۰۱۳)، رویکرد دلتای ارزش در معرض خطر شرطی نسبت به نامانایی و شکست‌های ساختاری موجود در داده‌های تاریخی که به ویژه به سنجه ریسک سیستمیک مرتبط هستند، آسیب‌پذیر است.

در برخی دیگر از مطالعات نیز استفاده از توزیع‌های مختلف در رژیم‌های متفاوت برای بازتولید حقایق آشکار شده مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. بولا[6] (۲۰۱۰)، در مدل مارکوف سوئیچینگ، توزیع‌های شرطی t را مرحله به مرحله با توزیع‌های شرطی گوسی جایگزین کرده و دریافته است که توزیع‌های شرطی t به ویژه برای حالت‌هایی که با یک دوره با نوسان زیاد همراه است، مناسب‌تر از توزیع‌های شرطی گوسی بوده و واقعیت‌های مشاهده شده را بهتر بازتولید می‌کند.

حسینی (۱۳۹۳)، ریسک سیستمیک را برای ۳۱ مؤسسه مالی پذیرفته شده در بورس با استفاده از مدل ریزش انتظاری سیستمی بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که مؤسسات مالی مورد بررسی از نظر تأثیر بر ریسک سیستمیک تفاوت‌های معناداری با یکدیگر دارند و میزان تأثیر آنها بر ریسک سیستمیک یکنواخت نمی‌باشد.

---

1. Qu
2. Adams et al.
3. Tranquil
4. Bisias et al.
5. Brunnermeier and Oehmke
6. Bulla

فعالجو و صادق‌پور (۱۳۹۴) نحوه اثرگذاری شاخص ریسک کشوری بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ بررسی کرده‌اند. نتایج مقاله حاکی از پایداری نسبی احتمال انتقال از رژیم با ریسک کشوری متوسط نسبت به رژیم با ریسک کشوری بالا است. ذوالفقاری و سحابی (۱۳۹۵)، تاثیرگذاری نوسانات نرخ ارز بر ریسک بازدهی سهام در رژیم‌های مختلف را بررسی کرده‌اند. آنها با استفاده از مدل‌های پارامتریک مبتنی بر رهیافت مارکوف سوئیچینگ، ریسک بازدهی شاخص صنایع خودرو، معدن و سیمان را در دو رژیم مختلف استخراج کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که ریسک بازدهی شاخص صنایع تأثیرات معنی‌دار و متفاوتی از نوسانات نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت در هر دو رژیم می‌پذیرد. رستگار و کریمی (۱۳۹۵)، در مقاله خود به تخمین ریسک سیستمیک در صنعت بانکداری (شامل ۷ بانک) و با رویکرد ارزش در معرض خطر شرطی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی بانک‌های تجارت، ملت، انصار، صادرات، پست بانک، پارسیان و اقتصاد نوین به ترتیب بیشترین تأثیر را بر کل سیستم از نظر ریسک سیستمیک دارا می‌باشند. طبق نتایج مقاله، فرضیه ثابت بودن همبستگی شرطی طی زمان رد شده است. دانش جعفری و دیگران (۱۳۹۶)، ریسک سیستمیک در نظام بانکی کشور را با استفاده از الگوی DCC-GARCH و شاخص ریزش انتظاری نهایی و برای ۶ بانک مورد بررسی قرر داده‌اند. دوره زمانی مورد بررسی توسط آنها به ۴ دوره کوچک‌تر تقسیم شده است. نتایج نشان می‌دهد که اهمیت سیستمیکی هر یک از بانک‌ها از منظر تاثیرپذیری از بروز بحران در کل سیستم در هر یک از دوره‌های کوچک‌تر می‌تواند تغییر یابد. همچنین مقدار ریسک در دوره‌های مختلف تفاوت داشته است. طبق نتایج مقاله، رتبه‌بندی بانک‌ها از نظر تاثیرپذیری از ریسک کلی موجود در سیستم در کل دوره عبارت است از: صادرات، ملت، تجارت، پارسیان، اقتصاد نوین و کارآفرین. محمدی اقدم و همکاران (۱۳۹۶)، سنجه دلتای ارزش در معرض خطر شرطی را با استفاده از مدل رگرسیون چندکی محاسبه و از این طریق اثر شوک ارزی و شدت ریسک سیستمی در بازار پول، سرمایه و بیمه را بررسی کرده‌اند. نتایج مقاله حاکی از تأیید فرضیه اثر متفاوت شوک ارزی در سه بازار مورد بررسی می‌باشد. مهدوی کلیشمی و همکاران (۱۳۹۶)، با استفاده از معیار دلتای ارزش در معرض خطر شرطی، ریسک سیستمیک در بخش بانکداری کشور را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که

بانک‌های خاورمیانه و سرمایه بیشترین (۱۵,۶۱) و کمترین (۰,۳۲) تأثیر ریسکی بر سیستم مالی را دارند. عیوضلو و رامشگ (۱۳۹۸)، ریسک سیستمیک را برای ۱۱ بانک تجاری با دو روش ریزش نهایی مورد انتظار و ارزش در معرض خطر شرطی و با استفاده از الگوی نوسان شرطی پویا برآورد کرده‌اند. رتبه‌بندی و مقادیر متفاوتی برای بانک‌ها از نظر ریسک سیستمیک با معیارهای میانگین کسری نهایی و میانگین ارزش در معرض خطر شرطی به‌دست آمده است. رتبه‌بندی و مقدار ریسک محاسبه شده با دو معیار ذکر شده متفاوت از یکدیگر است. مقدار ریسک سیستمیک محاسبه شده بر اساس معیار میانگین ریزش نهایی، بزرگ‌تر از مقادیر به‌دست آمده بر اساس معیار میانگین ارزش در معرض خطر شرطی است. موسوی و همکاران (۱۳۹۶)، برای مدل‌سازی استراتژی تخصیص دارایی پویا با در نظر گرفتن رژیم‌ها، یک مدل ترکیبی از رژیم - متغیر مارکوف و بلک-لیترمن توسعه و نتایج نشان داده است که در دوره مورد بررسی رژیم‌های متفاوت مالی وجود داشته و به ترکیب بهینه متفاوت در هر رژیم منجر شده است. ابریشمی و همکاران (۱۳۹۸)، ریسک سیستمیک در ۱۵ بانک را بر مبنای معیارهای ریزش انتظاری نهایی، دلتای ارزش در معرض خطر شرطی و SRISK محاسبه کرده و نشان داده‌اند که ریسک سیستمیک تنها معطوف به بانک‌های بزرگ نبوده و بانک‌های کوچک نیز در پیدایش و گسترش این ریسک نقش دارند. همچنین نتایج بررسی آنها نشان می‌دهد که الزاماً بانک‌هایی با دارایی‌های بزرگ‌تر (به‌عنوان متغیر اندازه بانک)، ریسک سیستمیک بزرگ‌تر ندارند و چه بسا بانک‌هایی با دارایی‌های کوچک‌تر، ریسک سیستمیک بزرگ‌تری داشته باشند.

در این مقاله، ریسک سیستمیک در بخش بانکی با دو معیار ΔCoVaR & MES و با در نظر گرفتن عدم تقارن در مدل گارچ (استفاده از مدل GJR-GARCH) برآورد شده و سری زمانی آنها در خلال دوره مورد بررسی، محاسبه و با یکدیگر مقایسه شده است. در حالی که در مطالعات قبلی به‌طور عمده یک عدد به‌عنوان مقدار ریسک محاسبه شده ارائه و سری زمانی ریسک سیستمیک و تغییرات آنها در دوره‌های مختلف نشان داده نشده است. در مطالعات انجام شده بین‌المللی، ثابت نبودن مقدار ریسک سیستمیک و وجود تغییرات در دروه‌های مختلف زمانی اثبات شده است. در اینجا مدل رژیم سوئیچینگ نیز به‌کار گرفته شده و بررسی ریسک سیستمیک در خلال رژیم‌های

مختلف شناسایی شده در داده‌ها و نحوه ارتباط ریسک سیستمیک با هر رژیم مورد واکاوی قرار گرفته است.

۳- ادبیات نظری

۳-۱- مدل‌های مارکوف سوئیچینگ

مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، به رده‌ای از توزیع‌های ترکیبی تعلق دارند که قابلیت تقریب توابع چگالی را به‌صورت منعطف دارا می‌باشند. از آنجا که به‌طور کلی مدل‌های خطی قادر به ضبط تغییرات رژیم یا تغییرات گسسته که عموماً در بحران‌های مالی رخ می‌دهد، نیستند، مدل‌های رژیم سوئیچینگ ارائه شده‌اند. فرض می‌شود $\{Y_t, t=1,...,T\}$ یک دنباله از مشاهدات چندمتغیره را نشان دهد که هر Y_t دارای p جمله و $\{S_t, t=1,...,T\}$ نیز یک زنجیره مارکوف روی فضای حالت $\{1,2,...,L\}$ باشد. یک مدل مارکوف سوئیچینگ، یک فرآیند تصادفی شامل دو بخش می‌باشد: فرآیند اصلی غیرقابل مشاهده $\{S_t\}$ که واجد ویژگی‌های مارکوف بوده و مشاهدات وابسته به حالت $\{Y_t\}$ که شامل ویژگی استقلال مشروط به شرح زیر می‌باشند.

$$f(Y_t = y_t / Y_1 = y_1,...,Y_{t-1} = y_{t-1}, S_1 = s_1,...,S_t = s_t) = f(Y_t = y_t, S_t = s_t)$$

که در آن f یک تابع چگالی احتمال کلی و عمومی است. تحت فرض گوسی، توزیع فضا – حالت Y_t با رابطه $Y_t / S_t = s_t \sim N_P(\mu_{st}, \Sigma_{st})$ تعریف می‌شود که $N_P(\mu_{st}, \Sigma_{st})$ توزیع گوسی چندمتغیره با میانگین μ_{st} و ماتریس کواریانس Σ_{st} می‌باشد. مدل‌های مربوط به سری‌های زمانی مالی باید به چند موضوع شناخته شده از جمله انحراف از نرمال بودن مثل پهن دنباله بودن، انحراف از استحکام و استواری آماره‌ها نسبت به داده‌های دور افتاده[1] و توانمندی مدل در ثبت و نشان دادن رویدادهای حدی[2] بپردازند. به دلایل بالا فرض استیودنت- t چندمتغیره را برای مدل‌های مارکوف سوئیچینگ انتخاب می‌کنیم، یعنی: $Y_t / S_t = s_t \sim \tau_P(\mu_{st}, \Sigma_{st}, \upsilon_{st})$ که $\tau_P(\mu_{st}, \Sigma_{st}, \upsilon_{st})$ استیودنت- t چندمتغیره با میانگین μ_{st}، ماتریس مقیاس Σ_{st} و درجه آزادی υ_{st} است. احتمال اینکه در زمان t در حالت k قرار داشته باشیم مشروط بر اینکه در زمان $t-1$ در حالت l باشیم را به‌صورت تعریف می‌کنیم.

1. Robustness to outliers
2. Extreme events

$q_{l,k} = P(S_t = k / S_{t-1} = l), \forall l,k \in \{1,2,...,L\}$

احتمال اولیه قرار گرفتن در حالت $l \in \{1,2,...,L\}$ در زمان ۱ به‌وسیله $\delta_l = P(S_1 = l)$ نشان داده می‌شود. همچنین $Q = \{q_{l,k}\}$ به‌عنوان ماتریس احتمال انتقال زنجیره مارکوف در نظر گرفته می‌شود. شایان ذکر است که در مدل مارکوف سوئیچینگ، انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به‌صورت تصادفی و نه قطعی می‌باشد. این بدین معناست که هرگز مطمئن نیستیم که سوئیچ رژیم وجود خواهد داشت یا خیر. اما دینامیک فرآیند تغییر رژیم مشخص بوده و توسط یک ماتریس انتقال هدایت می‌شود. این ماتریس، احتمالات سوئیچ از یک رژیم به رژیم دیگر را کنترل می‌کند.

اگرچه کاربرد مدل‌های خطی در بسیاری از موقعیت‌ها موفقیت‌آمیز بوده است، با این وجود این مدل‌ها برای نشان دادن بسیاری از الگوهای پویای غیرخطی مانند الگوهای عدم‌تقارن و تغییرپذیری خوشه‌ای[1] قابل استفاده نیستند. برای مثال نرخ‌های رشد GDP عموماً در دوره‌های رونق در حول و حوش سطوح بزرگ نوسان داشته و پایاتر می‌باشند اما در دوره‌های همراه با انقباض و کسادی، آنها در یک سطح نسبتاً پایین‌تر باقی‌مانده و پایایی کمتری دارا هستند. برای داده‌هایی با این ویژگی‌ها، انتظار اینکه یک مدل منفرد و خطی بتواند این رفتارهای متفاوت و متمایز را توصیف کند، منطقی به‌نظر نمی‌رسد. در سه دهه گذشته، یک رشد سریع در توسعه مدل‌های سری زمانی غیرخطی رخ داده است. با این وجود، مدل‌های سری زمانی غیرخطی، حلال کامل و علاج قطعی برای مسائل پیش‌رو نبوده و دارای محدودیت‌هایی می‌باشند. از جمله محدودیت‌های موجود برای این مدل‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱- اجرا و انجام مدل‌های غیرخطی عموماً سخت و طاقت‌فرسا می‌باشند. برای مثال، الگوریتم‌های بهینه‌سازی غیرخطی در برآورد پارامترها به سمت مقادیر بهینه موضعی به جای بهینه سراسری منحرف می‌شوند.

۲- بیشتر مدل‌های غیرخطی برای توصیف الگوهای غیرخطی مشخصی از داده‌ها طراحی شده‌اند، در نتیجه ممکن است این مدل‌ها به اندازه‌ای که انتظار داریم منعطف نباشند.

مدل‌های مارکوف سوئیچینگ قابلیت لحاظ کردن تغییر در نحوه ارتباط بین متغیرها را با ایجاد رژیم‌های متفاوت دارا هستند و می‌توانند چگونگی روابط بین

1. Volatility Clustering

متغیرها را در رژیم‌های مختلف نشان دهند، در نتیجه استفاده از این مدل‌ها در شرایطی که وجود رژیم‌های مختلف در داده‌ها مشاهده می‌شود نتایج بهتری به همراه داشته است. در این مدل‌ها پارامترها به زمان بستگی داشته و می‌توانند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشند، لذا تغییرات در رابطه علیت در طی دوره مورد بررسی را می‌توان به راحتی و بدون هیچ پیش‌فرضی استخراج کرد. تغییرات در رابطه علیت به وسیله یک فرآیند زنجیره‌ای مارکوف ایجاد می‌شود که این فرآیند مانا بوده ولی قابل مشاهده نیست. مزیت این روش در انعطاف‌پذیری آن است، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود دارد و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال این مدل به‌صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. این مدل شامل ساختار چندگانه (معادلات گوناگون) بوده و با جایز دانستن سوئیچ بین ساختارها، می‌تواند الگوهای پویای بسیار پیچیده را توصیف کند. آمیسانو و جووک[1] (۲۰۰۴) و جووک و آمیسانو[2] (۲۰۱۰)، نشان داده‌اند که مدل‌های مارکوف سوئیچینگ چند متغیره در پیش‌بینی بازده روزانه سری‌های زمانی مالی، (به خصوص در دوره‌های با تغییرپذیری زیاد) عملکرد بهتری در مقایسه با سایر رقبای خود دارند. ضمن اینکه بنا کردن سنجه ریسک بر مدل‌های مارکوف سوئیچینگ چندمتغیره، تمایز بین ریسک دنباله‌ای مؤسسات را از طریق حالت و وضعیت اقتصاد که توسط فرآیند مارکوف پنهان مشخص می‌شود، مقدور می‌کند.

۳-۱-۱- برآورد مدل و استنباط

پارامترهای مدل مارکوف سوئیچینگ به‌طور معمول با استفاده از روش حداکثر درستنمایی برآورد می‌شوند. لایکلیهود مدل مارکوف سوئیچینگ در قالب یک فرمول closed–form قابل بیان است. فرض می‌شود $\theta = \{\mu_l, \sum_l, \vartheta_l, Q, \delta, l = 1, 2, \dots, L\}$ مجموعه همه پارامترهای مدل باشد و $f(y_t)$ ماتریس قطری با احتمال‌های شرطی $f(Y_y = y_t/S_t = s_t)$ بر روی قطر اصلی باشند، در این صورت لایکلیهود مدل مارکوف سوئیچینگ را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد.

$$L(\theta) = \delta f(y_1) Q f(y_2) Q f(y_3) Q \dots f\left(y_{T-1}\right) Q f(y_T) 1'$$

1. Amisano and Geweke
2. Geweke and Amisano

یافتن مقادیر پارامترهای θ که تبدیل لگاریتمی معادله فوق را تحت قیود $\sum_{l=1}^{L}\delta_l = 1$ و $\sum_{k=1}^{K} q_{l,k} = 1$ حداکثر می‌کند، مساله آسانی نیست، چرا که عبارت فوق از نظر تحلیلی در دسترس نمی‌باشد. در عوض یافتن پاسخ‌های معادله فوق با استفاده از الگوریتم حداکثرسازی انتظاری[1] (EM) دمپستر و دیگران[2] (۱۹۷۷)، کاملا سرراست و قابل فهم است. به منظور کاربرد الگوریتم EM، بردار مشاهدات $\{Y_t, t = 1,\dots,T\}$، ناکامل در نظر گرفته می‌شود. الگوریتم EM بر دو گام اساسی استوار است: یک مرحله برای انتظار (گام E) و یک مرحله برای انجام حداکثرسازی (گام M). در $(m+1)$ امین تکرار، الگوریتم EM به شرح زیر عمل می‌کنند: گام E: انتظارات شرطی داده کامل لگاریتم لایکلیهود فوق با داده در نظر گرفتن مشاهدات $\{y_t\}_t^T$ و پارامترهای برآورد شده m امین تکرار، یعنی $\theta^{(m)}$ به شرح مقابل محاسبه می‌شود: $Q(\theta,\theta^{(m)}) = E_{\theta^{(m)}}[\log L_c(\theta)/\{y_t\}_t^T]$ گام M: $\theta^{(m+1)}$ با حداکثرسازی رابطه زیر با توجه به θ انتخاب می‌شود:

$$\theta^{(m+1)} = \arg\max_{\theta} Q(\theta,\theta^{(m)})$$

مطابق با ادبیات نظری استاندارد، فرض می‌شود که متغیر حالت نهان غیرقابل مشاهده از یک زنجیره مارکوف با احتمال انتقال $P = \begin{pmatrix} p_{11} & 1-p_{11} \\ 1-p_{22} & p_{22} \end{pmatrix}$ پیروی می‌کند، که p_{ij} احتمال انتقال از حالت i به حالت j در زمان $t+1$ را نشان می‌دهد.

۴- سنجه‌های ریسک

یکی از اهداف اصلی این مقاله، رویکرد مبتنی بر مدل برای تعیین کمیت وابستگی متقابل ریسک دنباله‌ای است. ارزیابی ریسک‌های مالی، به تعریف مناسب سنجه‌های ریسک، برای در نظر گرفتن اثرات سرریز موجود بین مؤسسات مالی فعال در یک بازار مالی نیازمند است. پس از بحران مالی جهانی ۲۰۰۸-۲۰۰۷، توجه بسیاری از پژوهشگران به این موضوع جلب شده است. برای نمونه ریزش انتظاری نهایی آچاریا و همکاران[3] (۲۰۱۰)، سنجه ریسک سیستمیک (SRISK) که به‌طور مشترک توسط

1. Expectaton–Maximization (EM) algorithm
2. Dempster, Laird and Rubin
3. Acharya, Philippon, and Richardson

برونلس و انگل[۱] (۲۰۱۲) از یک سو و آچاریا و همکاران[۲] (۲۰۱۲) از سوی دیگر برای اندازه‌گیری ریسک سراسری مطرح شده است. از جمله پژوهش‌های انجام گرفته در این زمینه هستند. آچاریا و ریچاردسون[۳] (۲۰۰۹)، هوانگ و دیگران[۴] (۲۰۱۲) و بیلیو و دیگران[۵] (۲۰۱۲) نیز سهم نهایی مؤسسات فردی در ریسک سیستمیک را اندازه‌گیری کرده‌اند. در این مقاله بر رویکرد دوم تمرکز کرده و از روش آدریان و برونرمیر (۲۰۱۱)[۶] که روش ارزش در معرض خطر شرطی (COVaR) را برای محاسبه میزان مشارکت هر مؤسسه انفرادی در ریسک کلی ارائه کرده است استفاده می‌شود. تعریف ارزش در معرض خطر شرطی (COVaR) در سطح τ و با فرض وجود دو مؤسسه i و j عبارت است از: $p\left(Y_i \le COVaR_{\bar{j}}^{\tau}/Y_j = VaR_j^{\tau}\right) = \tau$، که Y_i و Y_j به ترتیب بازده مؤسسات i و j و VaR_j^{τ} ارزش در معرض خطر نهایی یک متغیره دارای j را نشان می‌دهند. اگر i مطابق با کل سیستم مالی باشد، در این صورت ارزش در معرض خطر شرطی (COVaR) معادل ارزش در معرض خطر (VaR) سیستم مالی مشروط بر وجود بحران در مؤسسه مالی j می‌شود. این موضوع مبنایی برای درک چگونگی تقسیم ریسک بین مؤسسات مختلف موجود در سیستم می‌باشد. ویژگی خاص بحران مالی اخیر، نکول چندین مؤسسه به طور همزمان است که متضمن وجود معیاری برای سنجش ریسک وقوع مشترک زیان‌های شدید می‌باشد.

یکی دیگر از معیارهای ارزیابی ریسک سیستمیک، معیار ریزش مورد انتظار می‌باشد که توسط آرتزنر[۷] (۱۹۹۹)، ارائه شده است. ریزش مورد انتظار[۸]، متوسط بدترین بازدهی ها یا به‌عبارتی ارزش انتظاری دنباله پایین توزیع بازدهی است (کاپورین[۹]، ۲۰۱۲).

$$ES_{t-1}(C) = E_{t-1}[R_{it}/R_{mt} < C]$$

1. Brownlees and Engle
2. Acharya., Engle and Richardson
3. Acharya and Richardson
4. Huang , Zhou and Zhu
5. Billio, Getmansky, and Pellizon
6. Adrian and Brunnermeier
7. Artzner
8. Expected Shortfall
9. Massimiliano Caporin

C ارزش آستانه بازدهی است که معمولاً آن را با ارزش در معرض خطر نشان می‌دهند. E_{t-1} ارزش انتظاری و R_t بازده دارایی در زمان t است. آچاریا و همکاران[1] (۲۰۱۰) برای ارزیابی ریسک سیستمیک در نهادهای مالی از معیار ریزش مورد انتظار نهائی استفاده کرده‌اند که یکی دیگر از مشتقات ریزش مورد انتظار می‌باشد. ریزش مورد انتظار نهائی توسط برونلس و انگل[2] (۲۰۱۲) برای ارزیابی ریسک سیستمیک در نهادهای مالی پایه‌گذاری شده است. ریزش مورد انتظار نهائی، بحران بازار را علت وقوع ریسک سیستمیک در نظر می‌گیرد و نشان می‌دهد که چنانچه بازار در بحران باشد، یک نهاد مالی چه بازدهی انتظاری را تجربه خواهد کرد. به‌عبارتی دیگر، ریزش انتظاری نهایی میزان تأثیرپذیری نهادهای مالی مانند بانک از بحران در سیستم مالی را نشان می‌دهد و با کمک آن می‌توان بانک‌ها را از منظر درجه آسیب‌پذیری نسبت به ریسک بازار طبقه‌بندی کرد. بنگاه‌هایی که حساسیت بیشتری به عملکرد کلیت بازار در زمان وقوع یک حادثه سیستمی دارند، ریزش انتظاری نهایی بیشتری خواهند داشت. براساس تعریف، ریزش مورد انتظار نهائی نهاد مالی i در زمان t به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$MES_{it}(C) = E_{t-1}[R_{it}/R_{mt} < C]$$

که در آن R_{mt} بازده شاخص کل بازار در زمان t و R_{it} بازده حقوق صاحبان سهام مؤسسه مالی i در زمان t است. C ارزش آستانه که نشان دهنده وقوع بحران در بازار است و معمولاً آن را با ارزش در معرض خطر بازار در نظر می گیرند.

۵- داده‌ها

به منظور انجام برآوردها و برای به تصویر کشیدن وابستگی متقابل ریسک بین چندین بنگاه و مؤسسه فعال در یک بازار که ممکن است به طور همزمان در تنگنا قرار گرفته باشند، در این پژوهش صنعت بانکی کشور را هدف قرار داده و برای محاسبه میزان و چگونگی وابستگی بانک‌های کشور به یکدیگر و همچنین استخراج سهم هر یک از این بانک‌ها در ریسک سیستمیک موجود، از داده‌های بازدهی هفتگی بانک‌های ملت، تجارت، صادرات، پارسیان و اقتصاد نوین (که از شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس تهران هستند) برای دوره زمانی ۱۳۸۸/۰۳/۲۷ تا ۰۲/۱۷/ ۱۳۹۸ شامل ۵۱۷ داده برای هر سری زمانی، استفاده می‌شود. بانک‌های انتخاب شده از بانک‌های بزرگ دولتی و

1. Acharya et al
2. Brownlees and Engle

خصوصی کشور هستند. دارایی هر یک از بانک‌های ذکر شده و همچنین دارایی کل شبکه بانکی به شرح جدول ذیل می‌باشد:

نام بانک	اقتصاد نوین	پارسیان	تجارت	ملت	صادرات
دارایی کل (هزار میلیارد ریال)	۴۴۸,۹	۹۴۴,۷	۱۷۷۱،۱	۲۵۱۰,۸	۲۰۹۸,۴

با توجه به اینکه جمع دارایی شبکه بانکی معادل ۲۵،۱۷۱,۴ هزار میلیارد ریال می‌باشد، بانک‌های انتخابی ۳۰,۸٪ از کل دارایی سیستم بانکی کشور را شامل می‌باشند. اطلاعات مورد نیاز از سایت بورس اوراق بهادار تهران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران دریافت شده است.

۶- تخمین مدل

آماره‌های توصیفی داده‌ها برای هر یک از بانک‌ها در جدول (۱) پیوست گزارش شده است. چولگی همراه با کشیدگی، به منظور قضاوت بهتر در مورد احتمال وقوع رویدادها در دنباله‌های توزیع احتمال به کار برده می‌شوند. نتایج جدول نشان می‌دهد که همه سری‌های زمانی به‌جز اقتصاد نوین دارای چولگی منفی می‌باشند. همچنین کشیدگی به‌دست آمده برای هر یک از بانک‌ها دلالت بر این دارد که آنها کشیده‌تر از توزیع نرمال بوده و پهن-دنباله هستند. آماره جارک-برا، آزمونی برای خوبی برازش نمونه‌ها برای تطبیق چولگی و کشیدگی داده‌ها با توزیع نرمال است. اگر مقدار آماره به‌دست آمده متفاوت از صفر باشد، این موضوع سیگنالی برای توزیع غیرنرمال داشتن داده‌ها می‌باشد. با توجه به مقادیر احتمال به‌دست آمده، فرضیه صفر در مورد همه سری‌های زمانی رد شده است و در نتیجه داده‌ها نرمال نمی‌باشند. افزون بر این، وجود خوشه‌های بزرگ نوسانات که دوره‌هایی از نوسانات کم را درپی دارد، در داده‌ها رویت می‌شود. این واقعیت‌ها با وجود رژیم‌های رونق و رکود در داده‌ها منطبق است.

تحلیل چگونگی گسترش ریسک سیستمیک بین مؤسسات مالی از طریق بررسی تحولات زمانی سنجه‌های ریسک معرفی شده در بخش‌های قبلی، از اهداف این مقاله می‌باشد. در اینجا، هم‌حرکتی‌های قیمت سهام هر یک از بانک‌های منتخب در طول زمان و به خصوص در خلال دوره‌های بحرانی و تغییرات احتمالی آن‌ها مورد بررسی قرار

می‌گیرد. از یک سو، انتظار می‌رود که به دلایل ذاتی و طبیعی بحران مالی و افزایش ریسک بلندمدت، هم‌حرکتی‌های بین قیمت سهام قوی‌تر از قبل شود. از سوی دیگر به دلیل وجود ناهمگنی در ویژگی‌های فردی هر یک از بنگاه‌ها[1]، انتظار می‌رود بحران مالی اثر غیر مساوی و غیرمتقارنی بر هر یک از بنگاه‌ها داشته باشد. در جدول (۱) پیوست، مشاهده می‌شود که کل سیستم در قیاس با سایر داده‌ها دارای دنباله‌های پهن‌تری است و در نتیجه ممکن است تاثیرپذیری بیشتری از بحران مالی در مقایسه با سایر بانک‌ها داشته باشد.

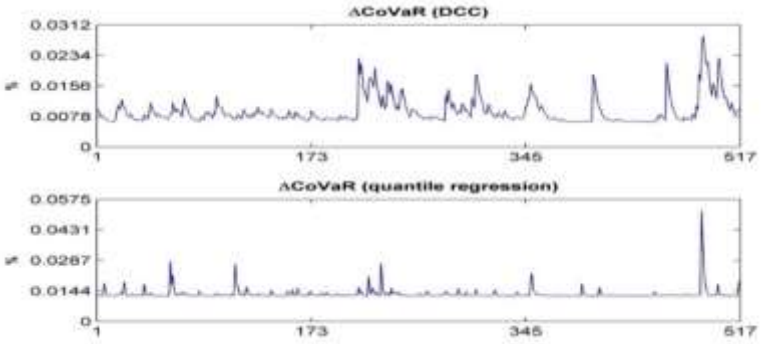
در نمودار (۱) پیوست سری زمانی ارزش در معرض خطر شرطی کل سیستم در حالت‌های مختلف و با فرض وجود بحران در هر یک از بانک‌ها محاسبه و ترسیم شده است، به عبارتی در نمودار (۱) پیوست $\mathrm{COVaR}^{\mathrm{sys/bank\,i}}$ -که بانک i می‌تواند هر یک از بانک‌های اقتصاد نوین، پارسیان، ملت، صادرات و تجارت باشد- با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا $(\mathrm{DCC\text{-}COVaR})$ در سطح احتمال ۵٪ محاسبه شده است.

ارزش در معرض خطر شرطی، حداکثر مقدار زیان تحمیل شده به کل شبکه بانکی را زمانی که هر یک از بانک‌های منتخب در سطح ارزش در معرض خطر شرطی ۵٪ خود باشند، محاسبه می‌کند، بنابراین مقادیر بزرگ دلتای ارزش در معرض خطر شرطی، اثر سرریز[2] هر یک از بانک‌ها بر کل سیستم را منعکس می‌کنند. در نمودارهای (۱) تا (۵)، پویایی‌های تغییرات $\Delta\mathrm{COVaR}^{\mathrm{sys/bank\,i}}$ در دو حالت تخمین با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) و رگرسیون کوانتایل رسم شده و با یکدیگر مقایسه شده‌اند. هر نمودار تغییرات بازدهی کل سیستم، زمانی که هر یک از بانک‌های گفته شده در بحران قرار می‌گیرند را نشان می‌دهد. مقایسه نمودارها نشان می‌دهد که محاسبه $\Delta\mathrm{COVaR}^{\mathrm{sys/i}}$ با روش DCC، تغییرات زمانی ریسک را به شیوه بهتر و دقیقتری در قیاس با روش رگرسیون کوانتایل بیان می‌کند. ملاحظه می‌شود که مقدار ریسک سیستمیک ناشی از یک بانک مشخص بر روی کل شبکه بانکی، در دوره‌های زمانی مختلف ثابت نبوده و متغیر است. به‌علاوه، به‌دلیل تغییر مقدار ریسک سیستمیک، اهمیت سیستمی بانک‌ها برای سیاست‌گذار در دوره‌های مختلف نیز ثابت نبوده و در هر دوره متفاوت از دوره قبلی می‌باشد.

---

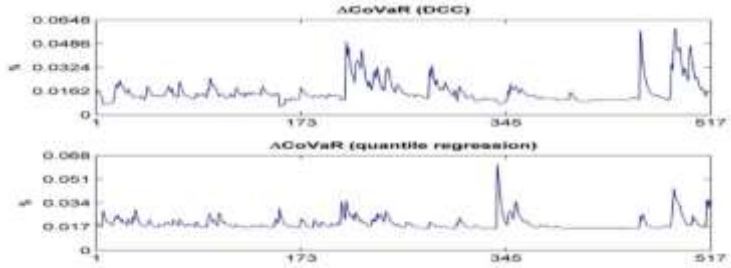
۱. ویژگی‌های فردی به دو دسته ویژگی‌های قابل مشاهده مانند هسته کسب و کار و ویژگی‌های غیرقابل مشاهده مانند ترکیب بدهی یا سطح پیوند با بازار تقسیم می‌شوند.

2. Spillover Effects



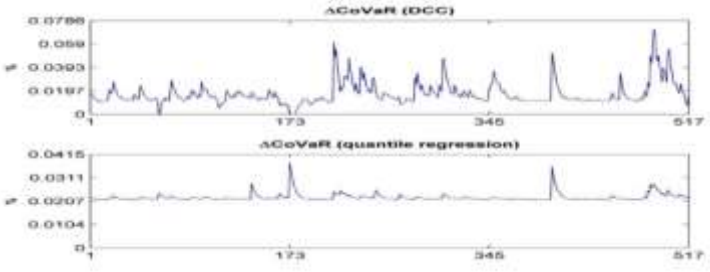
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. مقایسه سری زمانی $\Delta\mathrm{COVaR}^{sys/en}$ در دو حالت تخمین با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) و رگرسیون کوانتایل



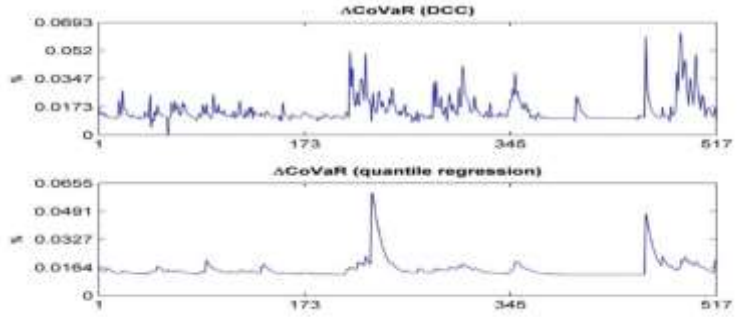
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. مقایسه سری زمانی $\Delta\mathrm{COVaR}^{sys/pars}$ در دو حالت تخمین با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) و رگرسیون کوانتایل



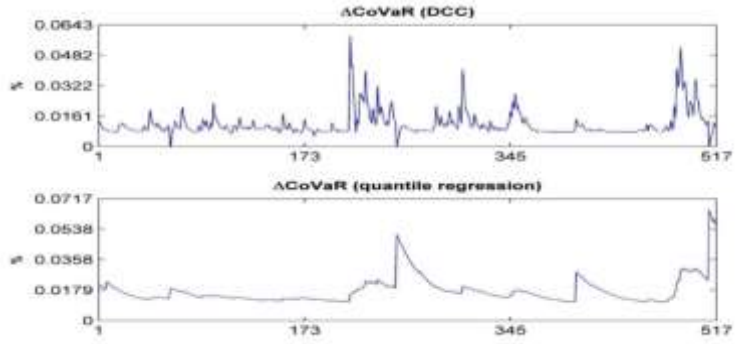
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳. مقایسه سری زمانی $\Delta\mathrm{COVaR}^{sys/mel}$ در دو حالت تخمین با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) و رگرسیون کوانتایل



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴. مقایسه سری زمانی $\Delta COVaR^{sys/sad}$ در دو حالت تخمین با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) و رگرسیون کوانتایل



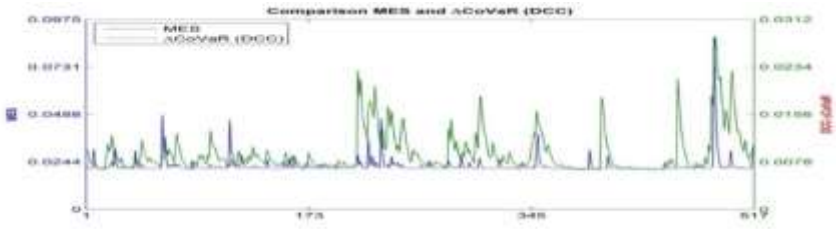
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵. مقایسه سری زمانی $\Delta COVaR^{sys/tej}$ در دو حالت تخمین با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) و رگرسیون کوانتایل

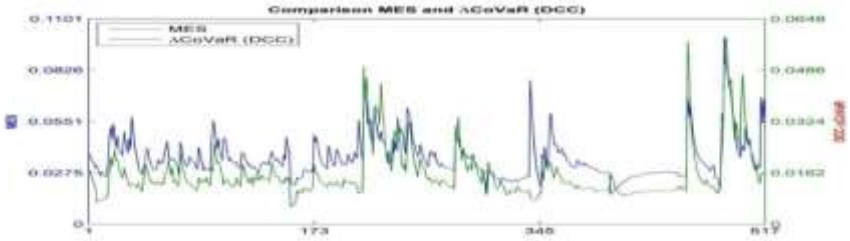
در نمودارهای فوق، حداکثر مقدار ریسک، DCC-ΔCOVaR، به ترتیب برای بانک‌های ملت ۷٫۱۵٪، صادرات ۶٫۳٪، پارسیان ۵٫۸۹٪، تجارت ۵٫۸۵٪ و اقتصاد نوین ۲٫۸۳٪ می‌باشد. به‌عبارتی بروز بحران در بانک ملت در بالاترین سطح بوده است و با انجام محاسبات با روش DCC-ΔCOVaR، ریسک شبکه بانکی را در دوره مورد بررسی ۷٫۱۵٪ افزایش می‌دهد.

بررسی ریسک بر مبنای DCC-ΔCOVaR برای بانک‌های اقتصاد نوین و ملت نشان می‌دهد که میزان ریسک ناشی از این دو بانک برای کل سیستم از اواخر سال ۱۳۹۱ افزایش یافته و در اواخر سال ۱۳۹۷ به حداکثر مقدار خود رسیده است. الگوی مشاهده شده برای بانک‌های پارسیان، صادرات و تجارت نیز تقریباً مشابه با همین الگو می‌باشد، با این تفاوت که در این بانک‌ها، میزان ریسک در انتهای سال ۱۳۹۶ نیز با رشد شدیدی همراه بوده است. مقادیر محاسبه شده ریسک سیستمیک، به روش محاسباتی آن وابسته بوده و با تغییر روش محاسباتی ممکن است رتبه هر یک از مؤسسات از منظر میزان اثرگذاری در ریسک سیستمیک نیز تغییر کند. این موضوع به سبب کنترل و مدیریت ریسک سیستمیک برای سیاست‌گذار بسیار حائز اهمیت است.

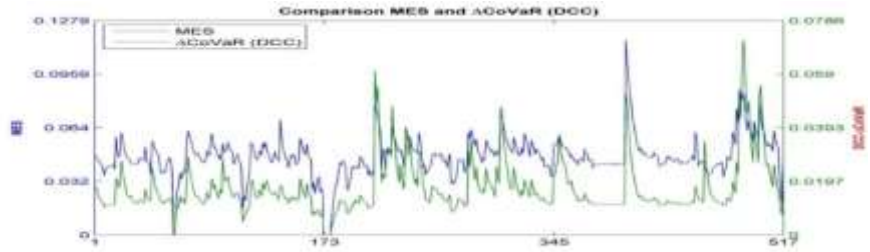
در نمودار (۶) دینامیک تغییرات $\text{DCC-}\Delta\text{COVaR}^{\text{sys/bank i}}$ و MES هر یک از بانک‌ها، در طول دوره مورد بررسی نشان داده شده است. بررسی این نمودارها نشان می‌دهد که دینامیک تغییرات زمانی ریسک محاسبه شده بر اساس هر دو معیار مورد استفاده تقریباً مشابه با هم بوده یا در برخی موارد با تاخیر زمانی بسیار کوتاه این تغییرات توسط سنجه دیگر نیز تأیید شده است. ولی در این نمودار مشاهده می‌شود که مقدار ریسک محاسبه شده بر مبنای معیار MES به مراتب بیش از مقدار ریسک محاسبه شده بر اساس سنجه $\text{DCC-}\Delta\text{COVaR}^{\text{sys/bank i}}$ می‌باشد.



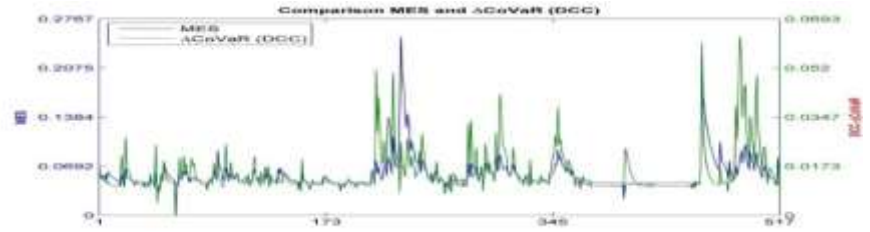
الف) بانک اقتصاد نوین



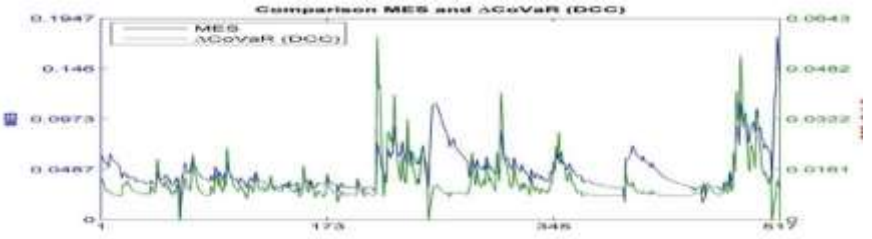
ب) بانک پارسیان



ج) بانک ملت



د) بانک صادرات



ه) بانک تجارت

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۶. مقایسه $\Delta COVaR^{sys/bank\,i}$ و MES برای بانک‌های مختلف

در جدول (۱) متوسط $\Delta COVaR^{sys/bank\,i}$ بر اساس مدل‌های واریانس شرطی پویا و رگرسیون کوانتایل و MES برای بانک‌های مختلف در طول دوره زمانی مورد بررسی قرار گرفته محاسبه و ارائه شده است. متوسط ریسک برآوردی توسط معیار MES در قیاس با معیار DCC-$\Delta COVaR^{sys/bank\,i}$ از ۲,۲۳ برابر در مورد بانک پارسیان تا ۴,۱۳ برابر در مورد بانک تجارت در نوسان است. ملاحظه می‌شود که مقادیر ریسک محاسبه شده با هر یک از معیارها برای هر کدام از بانک‌ها متفاوت از یکدیگر است.

ضمن اینکه رتبه هر یک از بانک‌ها بر مبنای بیشترین تأثیر ریسک سیستمیک بر کل سیستم بانکی براساس معیارهای مختلف، متفاوت می‌باشد. طبق سنجه $\Delta\text{COVaR(DCC)}$، بانک‌های ملت، پارسیان، صادرات، تجارت و اقتصاد نوین به‌ترتیب بیشترین تأثیر را بر کل شاخص گروه بانک خواهند داشت. به‌عبارتی در صورت بروز بحران در هر یک از بانک‌های مورد بررسی، بر اساس شاخص ذکر شده، بانک ملت، بیشترین و بانک اقتصاد نوین، کمترین تأثیر منفی را بر سیستم بانکی خواهند داشت، لذا در صورت بروز بحران در بانک‌های مذکور و به منظور کنترل تبعات منفی ناشی از این بحران بر شبکه بانکی، سیاست‌گذار می‌بایست در گام نخست نسبت به حل بحران در بانک ملت اقدام کرده و سپس به ترتیب، بحران بانک‌های پارسیان، صادرات، تجارت و اقتصاد نوین را برطرف کند. رتبه‌بندی هر یک از بانک‌ها از نظر اهمیت سیستمیکی آنها با معیارهای مختلف مورد استفاده در این مقاله در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۱. متوسط $\Delta\text{COVaR}^{\text{sys/bank i}}$ بر اساس واریانس شرطی پویا و رگرسیون کوانتایل و MES در طول دوره زمانی مورد بررسی

	اقتصاد نوین	پارسیان	ملت	صادرات	تجارت
average ΔCOVaR(DCC)	۰,۰۰۹۲	۰,۰۱۵۸	۰,۰۱۷۱	۰,۰۱۵۰	۰,۰۱۱۷
average ΔCOVaR(quantile regr	۰,۰۱۲۹	۰,۰۱۹۴	۰,۰۲۲۴	۰,۰۱۵۵	۰,۰۱۷۶
average MES	۰,۰۲۲۴	۰,۰۳۵۳	۰,۰۴۶۴	۰,۰۵۷۳	۰,۰۴۸۴

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. اولویت‌بندی بانک‌ها بر اساس میزان اهمیت ریسک سیستمیکی بر مبنای معیارهای مختلف

معیار انتخابی	اولویت ۱	اولویت ۲	اولویت ۳	اولویت ۴	اولویت ۵
ΔCOVaR(DCC)	ملت	پارسیان	صادرات	تجارت	اقتصاد نوین
ΔCOVaR(quantile regression)	ملت	پارسیان	تجارت	صادرات	اقتصاد نوین
MES	صادرات	تجارت	ملت	پارسیان	اقتصاد نوین

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور ادراک بیشتر و شناخت دقیق‌تر نحوه تغییر ریسک سیستمیک در رژیم‌های مختلف، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ برآورد می‌شود. انتخاب تعداد حالت‌های پنهان[1] مشکل اصلی در تشکیل مدل‌های مارکوف سوئیچینگ است. در ادبیات مربوط به متغیرهای پنهان، ابزار اصلی برای انتخاب تعداد این متغیرها استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و بیزین(BIC) می‌باشد. این دو شاخص شامل عبارتی به‌صورت جریمه مربوط به تعداد پارامترهای غیر زائد[2] هستند. در جدول (۳) ماکزیمم لگاریتم لایکلیهود، AIC و BIC برای مدل‌های مارکوف سوئیچینگ گوسی و استیودنت-t زمانی که تعداد حالت‌های پنهان از ۲ تا ۴ تعییر می‌کند، ارائه شده است.

جدول ۳. مقادیر لگاریتم لایکلیهود، آکائیک و بیزین برای توزیع‌های نرمال و استیودنت-t با تعداد رژیم‌های مختلف

توزیع نرمال			
تعداد رژیم	**log-likelihood**	**AIC**	**BIC**
۲	۲۴۰۱۷,۸۹۰۶	**-۴۷۸۹۱,۷۸**	**-۴۷۴۷۰,۰۴**
۳	۲۰۷۵۵,۴۰۱۳	-۴۱۲۸۸,۸	-۴۰۶۳۸,۶۲
۴	۲۳۸۶۱,۸۵۵۲	-۴۷۴۱۹,۷۱	-۴۶۵۲۹,۳۷
توزیع استیودنت-t			
تعداد رژیم	**log-likelihood**	**AIC**	**BIC**
۲	۱۶۷۷,۱۷۴۴	-۳۳۱۸,۳۴۹	**-۳۲۴۱,۸۸۴**
۳	۱۶۷۴,۳۱۱۹	-۳۲۸۸,۶۲۴	-۳۱۶۱,۱۸۳
۴	۱۷۰۵,۷۱۷۳	**-۳۳۲۳,۴۳۵**	-۳۱۳۶,۵۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش

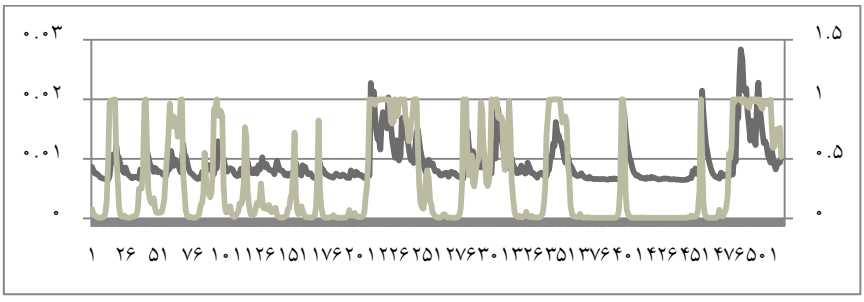
طبق محاسبات جدول (۳)، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ نرمال و استیودنت-t، عدم تقارن و کشیدگی مشاهده شده در داده‌ها را با وجود دو رژیم به نحو مطلوب‌تری نشان می‌دهند. در حقیقت، مدل انتخابی برای بررسی و تحلیل مدل استیودنت-t با $L = 2$ می‌باشد.

1. latent States
2. Non–Redundant

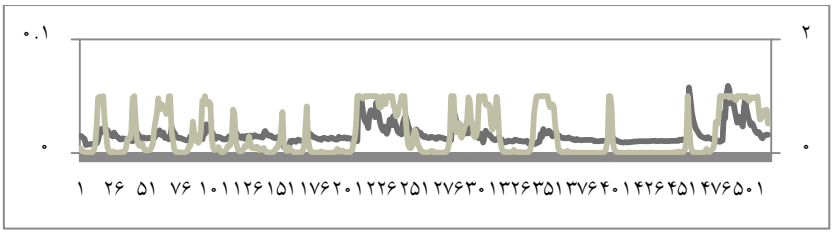
برآورد ضرایب مدل رژیم سوئیچینگ در جدول (۲) پیوست ارائه شده است. بر این اساس، رژیم اول، یعنی رژیم با میانگین بالا (جمله ثابت معادله میانگین ۰/۰۱۱) و واریانس بالا (واریانس ۰/۰۴۱) رژیم رونق است و رژیم دوم، یعنی رژیم با میانگین پایین (جمله ثابت معادله میانگین ۰/۰۰۰۴-) و واریانس پایین (واریانس ۰/۰۱۲) رژیم رکود است. ماتریس احتمال انتقال در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، احتمال انتقال از یک رژیم به سایر رژیم‌ها و احتمال باقی ماندن در همان رژیم را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج جدول بالا $P_{11} = 0.873$ و $P_{22} = 0.941$ بوده و نشان می‌دهد احتمال باقی ماندن در هر یک از رژیم‌ها بالاست، به‌خصوص احتمال تداوم رژیم رکود قوی‌تر از احتمال تداوم رژیم رونق است، بنابراین در صورت قرار گرفتن در هر یک از رژیم‌های رونق یا رکود، احتمال تداوم آنها بالا و احتمال خروج از آنها به نسبت ضعیف‌تر است. مدت زمان انتظاری باقی ماندن در رژیم ۱ نزدیک به ۸ هفته و این مدت برای رژِیم ۲ نزدیک به ۱۷ هفته می‌باشد.

براساس احتمالات هموار شده و فیلتر شده، به هر میزان که احتمال شرطی رژیم مورد نظر در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن متغیر وابسته (بازدهی سیستم) در آن رژیم بیشتر است. با توجه به نمودار (۲)، پیوست ملاحظه می‌شود رژیم اول با رژیم میانگین و واریانس بالا (رژیم رونق) و رژیم دوم با میانگین واریانس پایین (رژیم رکود)، در استخراج رژیم های رکود و رونق سری زمانی سیستم، دقیق عمل کرده است. طبق این نمودار بیشتر دوره زمانی مورد بررسی در رژیم رکود سپری شده است.

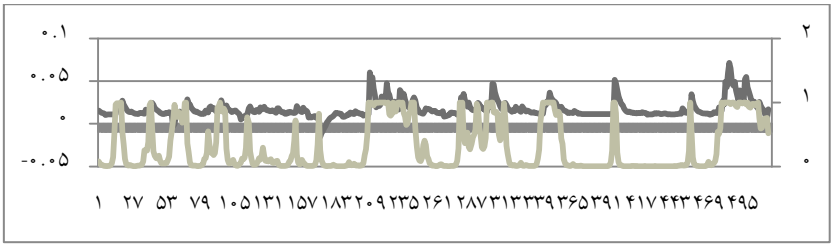
نمودار (۷)، نحوه تغییرات $DCC_COVaR^{sys/bank\,i}$ با احتمال رژیم رونق را در هر یک از بانک‌های مورد بررسی ارائه می‌کند.



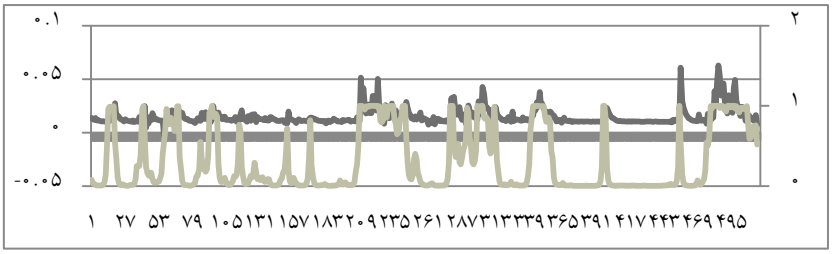
الف) بانک اقتصاد نوین



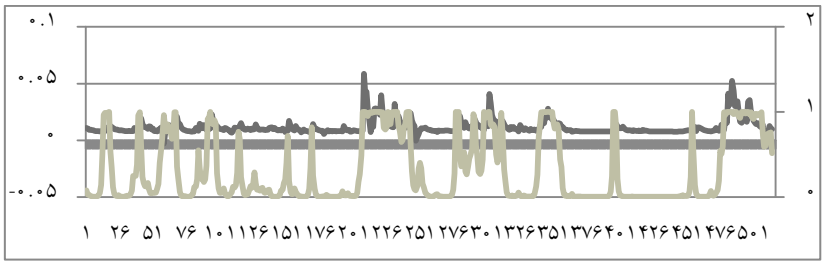
ب) بانک پارسیان



ج) بانک ملت



د) بانک صادرات



ه) بانک تجارت

خطوط تیره‌تر: $DCC_COVaR^{sys/bank\ i}$ و خطوط روشن‌تر: احتمالات رژیم رونق

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۷. نحوه تغییرات $DCC_COVaR^{sys/bank}$ با احتمال رژیم رونق

با افزایش احتمال قرار گرفتن در رژیم رونق میزان ریسک سیستمیک کل شبکه بانکی نیز، افزایش و با کاهش احتمال قرار گرفتن در این رژِیم، میزان ریسک تحمیل شده به کل سیستم از ناحیه هر یک از بانک‌ها، کاهش می‌یابد. این موضوع برای داده‌های ابتدای سال ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ و در خصوص تمامی بانک‌های مورد بررسی قابل رویت است.

۷- نتیجه‌گیری

در این مقاله میزان مشارکت و اثرگذاری تعدادی از بانک‌های فعال در کشور شامل بانک‌های اقتصاد نوین، پارسیان، ملت، صادرات و تجارت در ریسک کلی گروه بانک مورد ارزیابی قرار گرفته است. اثر بروز و وجود بحران در هر یک از بانک‌های ذکر شده بر ریسک کل شبکه بانکی در کل دوره مورد بررسی توسط معیارهای $\Delta\text{COVaR}^{\text{sys/bank i}}$ و MES محاسبه و سری زمانی تغییرات آنها ارائه شده است. از این طریق مقدار ریسک سیستمیک کل شبکه بانکی ناشی از بحران در هر یک از بانک‌ها در هر دوره در دسترس بوده و سیاست‌گذار، بانک‌های اثرگذار از نظر ریسک سیستمیک را شناسایی و رتبه‌بندی می‌کند. همچنین محاسبه ریسک سیستمیک با سنجه‌های مختلف، علاوه بر امکان مقایسه بین مقادیر ریسک سیستمیک محاسبه شده با هر یک از معیارها، مقایسه اهمیت سیستمیکی هر یک از بانک‌ها را براساس سنجه‌های استفاده شده امکان‌پذیر می‌کند. این امر چشم‌انداز روشن‌تر و دقیق‌تری برای سیاست‌گذار در مورد مقدار ریسک سیستمیک و اهمیت سیستمیکی بانک‌ها ارائه می‌کند.

افزون بر این، به منظور شناسایی ارتباط و نحوه تغییرات ریسک سیستمیک با رژیم‌های رکود و رونق، از مدل مارکوف سوئیچینگ استیودنت-t بهره گرفته شده است. علاوه بر یافته‌های مقاله در خصوص برتری استفاده از توزیع استیودنت-t نسبت به توزیع گوسی، انتخاب این توزیع به دلایل نظری، از جمله امکان مدل‌سازی وابستگی غیرخطی در بین رویدادهای حدی نیز قایل توجیه است.

نتایج تجربی حاصل از مقاله نشان می‌دهد که مقدار ریسک سیستمیک برآورد شده توسط هر یک از معیارهای $\Delta\text{COVaR}^{\text{sys/bank i}}$ و MES نه تنها با یکدیگر متفاوتند، بلکه در طول زمان نیز ثابت نبوده و دارای تغییرات هستند. بنابراین ریسک سیستمیک شبکه بانکی - ناشی از بروز بحران در هر یک از بانک‌های مورد بررسی- و مشارکت نهایی هر یک از بانک‌ها در ریسک سیستمیک در طول زمان ثابت نیست.

مقایسه دینامیک تغییرات معیارهای $\Delta COVaR^{sys/bank\,i}$ و MES نشان دهنده آن است که روند تغییرات هر دو معیار مشابه هم بوده، یا در برخی موارد با فاصله زمانی اندکی تکرار شده است. مقدار ریسک محاسبه شده بر مبنای معیار MES، به مراتب بیش از مقدار ریسک محاسبه شده بر اساس سنجه $DCC\text{-}\Delta COVaR^{sys/bank\,i}$ بوده و تغییرات متوسط ریسک برآوردی توسط معیار MES در قیاس با معیار $DCC\text{-}\Delta COVaR^{sys/bank\,i}$ از ۲,۲۳ برابر در مورد بانک پارسیان تا ۴,۱۳ برابر در مورد بانک تجارت در نوسان است. طبق سنجه متوسط $\Delta COVaR(DCC)$، بانک‌های ملت، پارسیان، صادرات، تجارت و اقتصاد نوین به ترتیب بیشترین تأثیر را بر کل شاخص گروه بانک خواهند داشت. میزان ریسک سیستمیک ناشی از معیار فوق برای بانک ملت که بیشترین تأثیر را بر ریسک سیستمیک کل شبکه بانکی دارد، برابر ۱,۷۱٪ و در مورد بانک اقتصاد نوین که دارای کمترین اثر ریسکی است برابر با ۱,۱۷٪ می‌باشد. هر چند مقدار ریسک سیستمیک در طول گذر زمان ثابت نبوده و در حال تغییر است و برای سیاست‌گذار ضرورت دارد که به رصد دائمی ریسک سیستمیک در شبکه بانکی بپردازد. ضمن اینکه، اهمیت سیستمیکی هر یک از بانک‌ها بر اساس معیارهای $\Delta COVaR(DCC)$ ، $\Delta COVaR(\text{quantile regression})$ وMES در کل دوره مورد بررسی با یکدیگر متفاوت است.

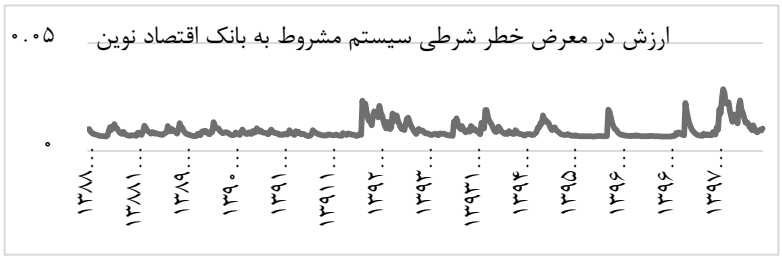
ادغام مدل محاسبه ریسک سیستمیک با مدل مارکوف سوئیچینگ، تغییرات ریسک سیستمیک در رژیم‌های مختلف را به‌طور همزمان ارائه کرده و از این طریق به درک و پیش‌بینی بهتر اثر آشفتگی بازار بر ریسک سیستمیک کمک می‌کند. نحوه تغییرات ریسک سیستمیک در رژیم‌های مختلف رونق و رکود با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ استیودنت- t با وجود ۲ رژیم مورد بررسی قرار گرفته است. طبق محاسبات انجام شده با افزایش احتمال ورود به دوره رونق، میزان ریسک سیستمیک کل شبکه بانکی ناشی از هر یک از بانک‌های مورد بررسی افزایش می‌یابد. این موضوع به ویژه زمانی که طول دوره رونق بزرگ‌تر است، مشهودتر می‌باشد.

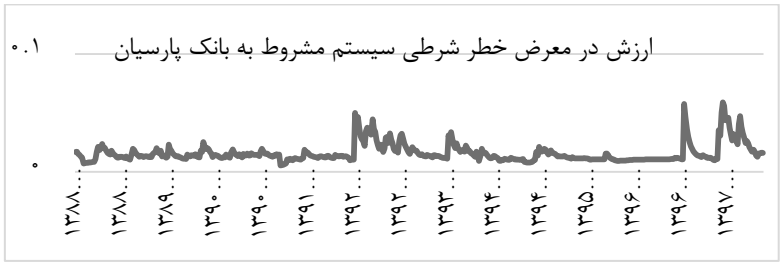
پیوست

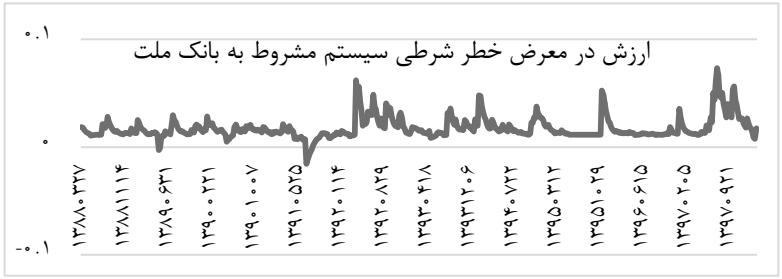
جدول ۱. خلاصه آمارهای توصیفی داده‌ها

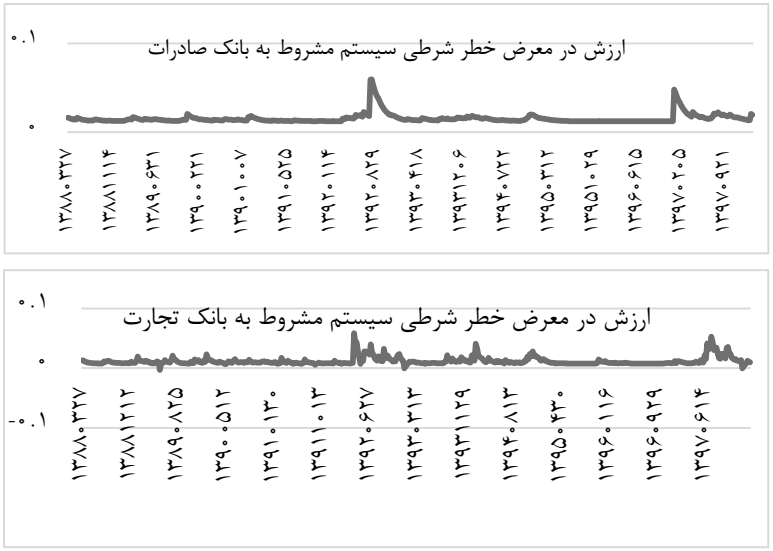
	اقتصاد نوین	پارسیان	ملت	تجارت	صادرات	کل سیستم
میانگین	۰,۰۰۱۱۵۷۳	-۰,۰۲۵۸۱۹۸	۰,۰۰۱۵۱۸۴	۰,۰۰۰۴۵۲۸۸	۰,۰۰۰۲۹۲۶۹	-۰,۰۰۲۱۴۶۸
حداکثر	۰,۵۷۵۳۰	۰,۲۰۷۲۹	۰,۲۰۶۳۴	۰,۲۷۶۳۵	۰,۲۷۳۰۳	۰,۱۲۷۵۶
حداقل	-۰,۲۹۰۸۴	-۰,۳۳۳۵۲	-۰,۳۹۵۹۶	-۰,۷۹۵۸۱	-۰,۶۰۳۹۲	-۱,۳۰۰۰
انحراف استاندارد	۰,۰۵۲۷۱۴	۰,۰۴۱۸۷۱	۰,۰۴۶۷۳۳	۰,۰۶۳۶۶۷	۰,۰۵۰۲۸۰	۰,۰۷۷۶۹۴
چولگی	۲,۱۸۸۸	-۰,۴۲۶۱۹	-۱,۹۱۷۴	-۵,۳۷۴۴	-۴,۶۱۱۱	-۱۲,۲۳۰
کشیدگی	۳۲,۹۶۳	۱۰,۸۶۰	۲۰,۴۸۱	۶۵,۴۹۲	۵۸,۸۶۳	۱۷۸,۶۴
نرمال بودن (JB)	۹۲۳,۷۰	۵۷۸,۰۶	۴۵۸,۷۹	۶۹۸,۰۲	۳۶۱,۵۰	۳۱۷۵۶
p_value	۰,۰	۰,۰	۰,۰	۰,۰	۰,۰	۰,۰

منبع: یافته‌های پژوهش









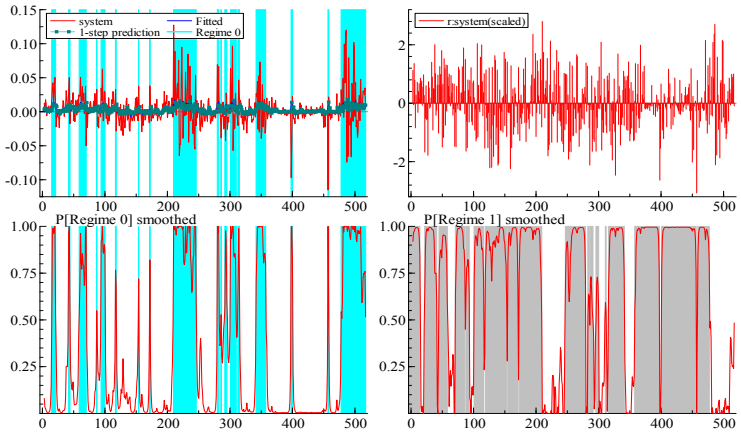
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. سری زمانی ارزش در معرض خطر شرطی کل سیستم مشروط به وجود بحران در هر یک از بانک‌ها

جدول ۲. ضرایب متغیر سیستم در رژیم اول و دوم

	ضریب	انحراف معیار	آماره t
AR(1) رژیم اول	-۰/۰۳۸	۰/۰۷۹	-۰/۴۷۸
AR(2) رژیم دوم	۰/۱۷۰**	۰/۰۷۱	۲/۴۱۰
AR(1) رژیم اول	۰/۰۵۰	۰/۰۶۰	۰/۸۳۴
AR(2) رژیم دوم	۰/۱۲۴*	۰/۰۷۵	۱/۶۴۰
جمله ثابت رژیم اول	۰/۰۱۱***	۰/۰۰۴	۳/۱۷۰
جمله ثابت رژیم دوم	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۱	-۰/۴۵۶
واریانس رژیم اول	۰/۰۴۱***	۰/۰۰۳	۱۳/۵۷۳
واریانس رژیم دوم	۰/۰۱۲***	۰/۰۰۱	۱۴/۳۴۷
احتمال تداوم رژیم اول	۰/۸۷۳***	۰/۰۴۴	۲۰/۰۲۴
احتمال تداوم رژیم دوم	۰/۹۴۱***	۰/۰۱۹	۴۸/۹۹۲
log-likelihood	۱۲۹۰/۳۵۵۱۳		
AIC	-۴/۹۷۲۲۵۲۹۴		
مدت زمان انتظاری باقی ماندن در رژیم اول $\left(\frac{1}{1-p_{11}}\right)$	۷,۸۷۴		
مدت زمان انتظاری باقی ماندن در رژیم دوم $\left(\frac{1}{1-p_{22}}\right)$	۱۶,۹۴۹		

منبع: یافته‌های پژوهش



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. تخمین احتمالات رژیم اول و دوم متغیر سیستم

منابع

۱. ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن و رحمانی، محمد (۱۳۹۸). اندازه‌گیری و تحلیل ریسک سیستمی در بخش بانکداری ایران و بررسی عوامل مؤثر بر آن، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی، ۳: ۳۶-۱۱.

۲. دانش جعفری، داود، بت‌شکن، محمد هاشم و پاشازاده، حمید (۱۳۹۵). رتبه‌بندی بانک‌ها از نظر مقاومت در برابر ریسک سیستمیک در راستای نظام مالی مقاومتی (روش رگرسیون کوانتایل و همبستگی شرطی پویا)، فصلنامه مطالعات راهبردی بسیج، ۷۲: ۹۹-۷۹.

۳. دانش جعفری، داود، محمدی، تیمور، بت‌شکن، محمد هاشم و پاشازاده، حمید (۱۳۹۶). بررسی ریسک سیستمیک بانک‌های منتخب نظام بانکی در ایران با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC)، فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی، ۳۳: ۴۷۹-۴۵۷.

۴. ذوالفقاری، مهدی و سحابی، بهرام (۱۳۹۵). بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر ریسک بازدهی سهام صنایع خوردو، معدن و سیمان بر پایه انتقالات رژیمی، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۲۹: ۱۰۶-۸۵.

۵. رستگار، محمد علی و کریمی، نسرین (۱۳۹۵). ریسک سیستمی در بخش بانکی، مدلسازی ریسک و مهندسی مالی، ۱(۱): ۱۹-۱.
۶. عیوضلو، رضا و رامشگ، مهدی (۱۳۹۸). اندازه‌گیری ریسک سیستمیک با استفاده از کسری نهایی مورد انتظار و ارزش در معرض خطر شرطی و رتبه‌بندی بانک‌ها، فصلنامه علمی مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۴: ۱۶-۱.
۷. فعالجو، حمیدرضا و صادقپور، عسل (۱۳۹۴). بررسی تأثیر شاخص ریسک کشوری بر بازده بورس اوراق بهادار تهران، راهبرد مدیریت مالی، ۱۰: ۷۸-۴۹.
۸. محمدی اقدم، سعید، قوام، محمد حسین و فلاح شمس، میرفیض (۱۳۹۶). سنجش ریسک سیستمی ناشی از شوک ارزی در بازارهای مالی ایران، تحقیقات مالی، ۱۹(۳): ۵۰۴-۴۷۵.
۹. موسوی، محمد مهدی، نادری، شهیره و حسنلو، خدیجه (۱۳۹۶). تعیین ترکیب بهینه دارایی‌ها: رویکرد ترکیبی مدل بلک-لیترمن و تغییرات رژیم‌ها، مدل‌سازی ریسک و مهندسی مالی، ۲(۳): ۳۹۷-۳۸۰.
۱۰. مهدوی کلیشمی، غدیر، الهی، ناصر، فرزین‌وش، اسداله و گیلانی‌پور، جواد (۱۳۹۶). ارزیابی ریسک سیستمی در شبکه بانکی ایران توسط معیار تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۳۳: ۲۸۱-۲۶۵.
11. Acharya, V.V., & Richardson, M. (2009). Restoring financial stability:how to repair a failed system. John Wiley & Sons, New York.
12. Acharya, V.V., E., Philippon, T.,& Richardson, M., (2010).Measuring systemic Risk. New York University Working Paper.
13. Acharya, V.V., Engle, R.F., & Richardson, M. (2012). Capital shortfall: a new approach to ranking and regulating systemic risks. American Economic Review, 102: 59–64.
14. Adams, Z., Fuss, R., & Gropp, R. (2011). Spillover effects among financial institutions:a state-dependent sensitivity Value-at-Risk (SDSVaR) Approach. Working Paper.
15. Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2009). CoV aR, Staff Reports 348, Federal Reserve Bank of New York.
16. Adrian, T., & Brunnermeier, M.K. (2011). CoVaR, Working Paper,Federal Reserve Bank of New York.
17. Amisano, G., & Geweke, J. (2004). Hierarchical Markov Normal Mixture models with applications to financial asset returns, Journal of Applied Econometrics, 26: 1–29.
18. Ang, A., & Bekaert, G. (2002a). International Asset Allocation with Regime Shifts, Review of Financial Studies, 15:1137-1187.

19. Ang, A., & Bekaert, G. (2004). How Regimes Affect Asset Allocation, Financial Analysts Journal, 60: 86–99.
20. Ang, A., & Chen, J. (2002). Asymmetric correlations of equity portfolios, Journal of Financial Economics, 63: 443-494.
21. BenSaïda, Ahmed, Litimi, Houda, & Abdallah, Oussama, (2018). Switching regime risk spillover in global financial markets, Working paper.
22. Billio, M., Getmansky, M., Lo, A.W., & Pellizon, L. (2012). Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors. Journal of Financial Economics, 104: 535–559.
23. Bisias, D., Flood, M., Lo, A. W., & Valavanis, S. (2012). A survey of systemic risk analytics. The Annual Review of Financial Economics 4: 255-96.
24. Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model, Review of Economics and Statistics, 31: 307-327.
25. Brownlees, C.T., & Engle, R. (2012). Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement. Working paper.
26. Brunnermeier, M., & Oehmke, M. (2012). Bubbles, Financial Crises and Systemic Risk, Handbook of the Economics of Finance. Elsevier, Amsterdam (Print).
27. Bulla, J. (2010). Hidden Markov models with t components. Increased persistence and other aspects, Quantitative Finance, 11: 459-475.
28. Cao, Z. (2013). Multi–CoVaR and Shapley value: a systemic risk measure, Banque de France Working paper.
29. Dempster, A.P., Laird, N.M., & Rubin, D.B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data using the EM algorithm (with discussion), Journal of the Royal Statistical Society, (series B), 39: 1–39.
30. Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models, Journal of Business and Economic Statistics, 20: 339.350.
31. Gallo, G. M., & Otranto, E. (2008). Volatility spillovers, interdependence and comovements: A Markov switching approach. Computational Statistics & Data Analysis, 52: 3011–3026.
32. Geweke, J., & Amisano, G. (2010). Comparing and evaluating Bayesian predictive distributions of asset returns, International Journal of Forecasting, 26, 216–230.
33. Girardi, G., & Ergün, AT. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR, Social Science Electronic Publishing, 37: 3169-3180.

34. Huang, X., Zhou, H., & Zhu, H. (2012). Systemic risk contributions, Journal of Financial Services Research, 42: 55–83.
35. Longin, F., & Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets, Journal of Finance, 56: 649-76.
36. Lopez-Espinosa, G., Moreno, A., Rubia, A., & Valderrama, L. (2012). Short-term wholesale funding and systemic risk: A global CoVaR approach. Journal of Banking & Finance, 36: 3150-3162.
37. Okimoto, Tatsuyoshi, (2008). New Evidence of Asymmetric Dependence Structures in International Equity Markets, The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 43: 787-815.
38. Pelletier, D. (2006). Regime-switching for dynamic correlation, Journal of Econometrics, 131: 445-473.
39. Qu, Z. (2008). Testing for structural change in regression quantiles. J. Econom. 146: 170–184.
40. Ramchand, L., & Susmel, R. (1998). Volatility and cross correlation across major stock markets, Journal of Empirical Finance, 17: 581-610.
41. Tarashev, N., Borio, C., & Tsatsaronis, K. (2010). Attributing systemic risk to individual institutions: methodology and policy applications, BIS working parper, 308.
42. Zheng, Tingguo & Zuo, Haomiao (2013). Reexamining the time-varying volatility spillover effects: A Markov switching causality approach, HYPERLINK "https://ideas.repec.org/s/eee/ecofin.html" The North American Journal of Economics and Finance, Elsevier, 26: 643-662.

Calculation and Comparison of Systemic Risk using ΔCOVaR_DCC and MES Criteria and Analysis of its Changes in the Framework of Markov Switching Model in the Iran's Banking System (2009-2019)

Seyed Ali Naseri[1], Farkhondeh Jabal Ameli[*2], Sajad Barkhordary Dorbash[3]

1. **Ph.D. student, University of Tehran, Faculty of Economics, salinaseri@yahoo.com.**
2. **Associate Professor, University of Tehran, Faculty of Economics, fameli@ut.ac.ir.**
3. **Associate Professor, University of Tehran, Faculty of Economics,barkhordari@ut.ac.ir.**

Received: 2020/09/16 Accepted: 2021/10/21

Abstract

To describe the interdependence of risk between 5 selected banks including EN, Parsian, Mellat, Saderat and Tejarat and the whole banking system, the conditional value at risk (CoVaR) and the Marginal Expected Shortfall (MES) along with the Markov switching model have been used for time period June 17, 2009 to May 7, 2019.

How CoVaR changes over time for the whole system subject to risk in each bank is plotted and examined. Also ΔCOVaR(DCC) and MES are calculated for the whole system subject to crisis in each of the banks. According to the average ΔCOVaR(DCC) criterion, Mellat, Parsian, Saderat, Tejarat and EN banks have the greatest effect on the whole banking system, respectively. The dynamics of changes in risk calculated according to ΔCOVaR(DCC) and MES criteria are almost similar or confirmed by another measure with a very short time delay. The amount of risk calculated according to the MES criterion is much higher than the amount of risk calculated according to the ΔCOVaR(DCC) measure.

Also, how $\mathrm{COVaR}^{\mathrm{sys/bank\,i}}$(DCC) changes over time and in each of the recession and boom regimes has been studied.

JEL Classification: G32, C34, C58

Keywords: Markov switching, tail risk interdependence, systemic risk measures, conditional value at risk (CoVaR), Marginal Expected Shortfall (MES)

*. Corresponding Author, Tel: 61118137

The Effect of Human Capital on Economic Growth in Iran; GMM in Time Series Approach and Fuzzy Logic

Zana Mozaffari*

Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran, zana.mozaffari@yahoo.com

Received: 2021/05/24 Accepted: 2021/08/17

Abstract

The quality of human force is one of the effective factors on economic growth. Classical time series methods do not have the ability to estimate models that have moments conditions. Since economic growth is influenced by past values, we need a dynamic model and it should be estimated by dynamic econometric method. This study by GMM method in time series evaluate the effect of human capital on economic growth during 1981-2019.Human capital is a latent variable in economics and often is replaced by alternative proxies. Based on theoretical foundations, it is argued that the human capital index in addition to the education aspect is influenced by other aspects such as; skill and health. Therefore, in this study, by using fuzzy logic, an indicator for human capital in the Iranian economy has been made that considers three main aspects (education, skills and health) of human capital. The results of index estimation showed that the organizing of human capital has grown significantly. The results of estimating the economic growth model using the fuzzy human capital index showed that promoting the level of human capital increases economic growth. Other results indicate the positive effect of the variables such as; governmental expenditures, industrialization, physical capital and economic growth of the previous period on Iran's economic growth. Also, trade freedom and urbanization negatively impact on Iran's economic growth.

JEL Classification: C22, E24, O40

Keywords: Human Capital, Economic Growth, GMM in Time Series, Fuzzy Logic

*. Tel: 09388492088

The Role of Institutions Quality in Effect of Liquidity Growth on Economic Growth (PSTR Approach)

Delnia Mokhtari-Far[1], Yousef Mohammadzadeh[2*], Seyed Jamaloddin Mohseni Junouzi[3]

1. Master of Science (Economics). Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran, mokhtarifar.delnia@gmail.com

2. Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran, yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

3. Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran, sj.mzonouzi@urmia.ac.ir

Received: 2020/10/29 Accepted: 2021/08/05

Abstract

One of the recent challenges in Iran's economy is management of liquidity and its impact on different markets. Despite policymakers have stated that the purpose of liquidity direction is to achieve high economic growth, how liquidity is generated and directed may affects the economy disparately. As regards the authority of government over the liquidity generation and its direction especially in developing countries in which central bank has no independency, the quality of institutes plays an important role. Therefore the purpose of this study is to investigate how quality of institutes can affect the impact of liquidity increase on economic growth. This research uses the PSTR approach in developing countries, including Iran, over the years 2002-2017 and the quality of institutions considered as the transfer variable. The results of model estimation rejects the linearity hypothesis. Considering a transfer function with a threshold limit that represents a dual model is enough to define the nonlinear relationship between the studied variables. The results show that the increase of liquidity has a negative effect in the first regime and in the second regime has a positive effect on economic growth. It means that in a society with high quality of institutions increasing the liquidity amount can result in high economic growth. As well, trade liberalization, has a positive effect in both regimes. Direct foreign investment has a negative effect in first regime and positive on the second one. Also the size of government has a negative effect on economic growth in both regimes.

JEL Classification: E02, O43, P24

Keywords: Quality of institutions, liquidity, economic growth, PSTR

*. Corresponding Author, Tel: 09149180019

Assessing the Effect of Overflow of Foreign Exchange Reserves of the Central Bank of Iran on the Inflation Rate Using the MGARCH-BEEK Model

Abdul Amir Kazemizadeh[1], Dariush Hassanvand[*2], Seyed Parviz Jalili Kamjoo[3], Farhad Tarhami[4]

1. PhD Student in Economics, Department of Economics, Aligudarz Branch, Islamic Azad University, Aligudarz, m.kazemizadeh@gmail.com

2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Lorestan University, Khorramabad, Lecturer, Department of Economics, Islamic Azad University, Aligudarz Branch, Aligudarz, Iran, hassanvand.d@lu.ac.ir

3. Assistant Professor, Department of Economics, Grand Ayatollah Boroujerdi University, parviz.jalili@abru.ac.ir

4. Assistant Professor, Economic Sciences, Al-Zahra University, f.tarahomi@alzahra.ac.ir

Received: 2021/01/26 Accepted: 2021/10/16

Abstract

An examination of the inflation trend in Iran shows that this variable has had fluctuating fluctuations. Instability Inflation affects many economic variables. Inflation and its instability are affected by various economic variables, including the behavior of the central bank, part of which is due to changes in the components of the monetary base. Therefore, the purpose of this paper is to investigate the overflow of fluctuations in foreign exchange reserves of the Central Bank on inflation fluctuations in the Iranian economy during the period 1352: 1 to 1395: 4 using the MGARCH-BEEK model. The obtained results show that the shocks and fluctuations of the previous period have a direct and significant effect on the fluctuations of the current period inflation rate. Also, the shocks of the previous period of the central bank's foreign exchange reserves have a direct impact on the fluctuations of the current period of the central bank's foreign exchange reserves. But the shocks of the previous period of inflation do not affect the fluctuations of the central bank's foreign exchange reserves. The results also show that the shocks of the previous period of the central bank's foreign exchange reserves have a significant and direct effect on inflation fluctuations. This means that the overflow of fluctuations in foreign exchange reserves on the inflation rate has occurred in the Iranian economy and shocks caused by foreign exchange reserves lead to uncertainty and inflation turbulence.

JEL Classification: C32 ،E31، E52 ،E58 ،F3

Keywords: Monetary base, foreign exchange reserves, money supply, liquidity, MGARCH-BEEK

*. Corresponding Author, Tel: 09166318601

Prioritization of Industries of Iran Based on the Banking System Attitude

Ghadri Sadegh[1], Mohammad Ali Shahhoseini[2]*

1. PhD Student in Business Policy, Faculty of Management, University of Tehran, sadegh.ghaderi@ut.ac.ir

2. Faculty of Management, University of Tehran, shahhoseini@ut.ac.ir

Received: 2021/07/07 Accepted: 2021/09/18

Abstract

Scientific decision-making to select the attractive sectors of industries based on longitudinal research, can significantly reduce the intuitive decisions of banking managers and create an effective interaction between banks and industries. On the other hand, due to the importance of the role of industries in increasing the country's GDP and the impact of its development on the growth of other macroeconomic indicators such as increasing employment and reducing inflation, industry prioritization has been considered by domestic and foreign researchers. this Applied research is a quantitative, longitudinal and descriptive research. In this study, data of 5 indices and 13 sub-indices related to market size, market growth, risk, profitability and sales of 45 industries of Tehran Stock Exchange during a period of four years ending in March 2017 were obtained and prioritized by Analytic Hierarchy Process (AHP) Method. The results showed that the three industries of "securities related activities", "production of non-ferrous precious metals" and "various chemicals" are the most attractive industries from the perspective of the country's banking system.

JEL Classification: G21

Keywords: Industry of Iran, Banking System, Prioritize, AHP Method

*. Corresponding Author, Tel: 09124025478

Application of Average Propagation Length in Identifying Production Chains and its Relation to Value-added in Gross Exports and Vertical Specialization: Case Study of Iran

Ali Asghar Banouei[*1], Bahareh Fahimi[2]
1. Professor, Department of Economic Planning and Development, Allameh Tabataba'i University, Banouei7@yahoo.com
2. Master of Economics, Allameh Tabataba'i University, Bahare.fahimi@yahoo.com
Received: 2021/07/04 Accepted: 2021/09/28

Abstract

Three methods of average propagation length (APL). hypothetical extraction (HE) and vertical specialisation (VS) are used for measuring internal and external environment of production chains. The former is a combined method and has the ability to identify the internal production chains of upstream and downstream activities but cannot capture the external environment of production chains. To solve this issue, HE and VS methods in analysing external environment of production chains are proposed. The former calculates the external environment of domestic value added in gross exports (GE) whereas the latter measures external environment of an economy integration with the world economy. For this purpose the latest available survey-based input-output table of 2016 and converting, it into domestic table is used for measuring internal and external environments of production chains. The overall findings are as follows: first, from the internal environment side, agriculture and mining (including crude oil and natural gas) appear as upstream in the domestic production chains. Second, from external environment at the macrolevel, the results show that the share of DV in GE is 93% unit. Whereas the share of VS to GE is 7% unit. In addition to that, the mining activity with 43%-unit share of DVA to GE stands first whereas its share of VS to GE is 1% unit. The opposite trend is observed for industrial activities. These findings suggest that Iranian economy is still encompassed in the circle of the beginning part of production process with considerable high share of DVA in GE and very low share of VS.

JEL Classification: C67, O21, F0, F10, F15.

Keywords: Average Propagation Length, Hypothetical Extraction, Vertical Specialization, Internal Value-added, Gross Export

*. Corresponding author, Tel: 021-88725400

Inflation Inequality and Household Response Effect: Evidence from Iran

Alireza Azarbayejani[1], Teymur Rahmani*[2], Seyed Ali Madani Zadeh[3], Hassan Afrouzi [4]

1. Ph.D. Student, Faculty of Economics, University of Tehran, ar.azarbayejani@ut.ac.ir
2. Associate Professor, Faculty of Economics, University of Tehran, trahmani@ut.ac.ir
3. Assistant Professor, Faculty of Economics, Sharif University of Technology, madanizadeh@sharif.edu
4. Assistant Professor, Columbia University, hassan@afrouzi.com
Received: 2020/12/13 Accepted: 2021/07/03

Abstract

In this paper, I study the inflation inequality across different income deciles of the Iranian economy for the years 1374-1398. The results show that the different pattern of household purchases in different income deciles and the difference in their response to inflation is an important factor in creating inflation inequality. The heterogeneity in household purchases causes the rate of inflation inequality between the rich and the poor to increase by 12 percent per unit of average inflation.

High-income households by changing their consumption baskets are able to reduce the adverse effects of inflation by 5%. On the other hand, low-income families face higher inflation rates by up to 4% because of an increase in their consumption of essential goods. As a result, for every unit of average inflation increase, the rate of inflation inequality felt by households increases by up to 20% compared to the previous case. In other words, the response of households to inflation causes a 66% increase in inflation inequality per unit of average inflation.

Also, the evidence suggests that the difference in the inflation across provinces causes, firstly, the rate of inflation inequality per unit increase in average inflation to increase significantly compared to the case where provincial heterogeneity was not considered; Second, inflation inequality is observed within each decile.

JEL Classification: E31, E52, D31, D33, D12, D63

Keyword: Inflation, Inflation Inequality, Regional Inflation Inequality

*. Corresponding author, Tel: 09123154382

In the Name of God

ABSTRACT OF ARTICLES

Economic Research

Editor

Ebadi, Jafar — Associate Professor, University of Tehran-Iran

Editorial Board

Abbasi Nejad, Hossein	Professor, University of Tehran-Iran
Abrishami, Hamid	Professor, University of Tehran-Iran
Bahmani-Oskooee, Mohsen	Professor, University of Wisconsin-Milwaukee-U.S.A
Komijani, Akbar	Professor, University of Tehran-Iran
Mahdavi, Saeid	Professor, University of Texas-U.S.A
Mirakhor, Abbas	Professor, Executive Director. IMF-U.S.A
Naghizadeh Mohammad	Professor, Meiji Gakuin University-Japan
Sharzeie, Gholamali	Associate Professor, University of Tehran-Iran
Sobhani, Hassan	Associate Professor, University of Tehran-Iran

Referees:

Ezatollah Abbasian (Ph.D), Sajad Barkhordary(Ph.D), Fatemeh Bazzazan (Ph.D), Alireza Erfani (Ph.D), Ahmad Jafari Samimi (Ph.D), Mostafa Karimzadeh (Ph.D), Zahra Khoshnodi (Ph.D), Mohsen Mehrara (Ph.D), Nader Mehregan (Ph.D), Mohammadreza Monjazeb (Ph.D), Mohamad Ali Motafakker Azad (Ph.D), Vahid Shaghaghi Shahri (Ph.D), Hoda Zobeiri (Ph.D)

Published by University of Tehran

P. O. Box 14155-6445

Tehran, Islamic Republic of Iran

Economic Research

University of Tehran
Economic Faculty

Vol. 56, No. 1, Spring 2021 **ISSN 0039-8969**

Inflation Inequality and Household Response Effect: Evidence from Iran / Alireza Azarbayejani, Teymur Rahmani, Seyed Ali Madani Zadeh, Hassan Afrouzi 1

Application of Average Propagation Length in Identifying Production Chains and its Relation to Value-added in Gross Exports and Vertical Specialization: Case Study of Iran /Ali Asghar Banouei, Bahareh Fahimi..... 2

Prioritization of Industries of Iran Based on the Banking System Attitude / Ghadri Sadegh, Mohammad Ali Shahhoseini 3

Assessing the Effect of Overflow of Foreign Exchange Reserves of the Central Bank of Iran on the Inflation Rate Using the MGARCH-BEEK Model / Abdul Amir Kazemizadeh, Dariush Hassanvand, Seyed Parviz Jalili Kamjoo, Farhad Tarhami..... 4

The Role of Institutions Quality in Effect of Liquidity Growth on Economic Growth (PSTR Approach)/ Delnia Mokhtari-Far, Yousef Mohammadzadeh, Seyed Jamaloddin Mohseni Junouzi 5

The Effect of Human Capital on Economic Growth in Iran; GMM in Time Series Approach and Fuzzy Logic / Zana Mozaffari..... 6

Calculation and Comparison of Systemic Risk using ΔCOVaR_DCC and MES Criteria and Analysis of its Changes in the Framework of Markov Switching Model in the Iran's Banking System (2009-2019)/Seyed Ali Naseri, Farkhondeh Jabal Ameli, Sajad Barkhordary Dorbash 7

Publisher: Faculty of Economics, University of Tehran, P. O. Box 14155-6445