دوره‌ی ۵۵، شماره‌ی ۳، پاییز ۱۳۹۹ **شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹**

برآورد کم‌اظهاری درآمد خانوارهای با مشاغل آزاد در ایران / سید مهدی برکچیان، بیتا فیاض فرخاد، مهدی امینی راد..... ۵۱۵

بررسی اثر متقابل فساد مالی و شاخص‌های جنسیتی: مطالعه موردی منتخبی از کشورهای جهان/ نعیمه حمیدی، کریم آذربایجانی، مرتضی سامتی ۵۳۷

محاسبه شاخص استرس مالی محلی در استان‌های ایران و تعیین اثرات فضایی و آستانه‌ای آن بر رشد منطقه‌ای و اشتغال / مریم حیدریان، علی فلاحتی، محمدشریف کریمی..... ۵۵۷

تبیین رابطه بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی با استفاده از شاخص ترکیبی فازی / **سید منصور خلیلی عراقی، سجاد برخورداری، امین گلوانی** ۵۸۵

شبیه‌سازی رشد درون‌زای اقتصادایران (رویکرد اونیکی – اوزاوا) / محمد داود خورسندی، احمد گوگردچیان، کریم آذربایجانی، سید کمیل طیبی..... ۶۰۹

آزمون مجدد رابطه تغییرات تولید، نرخ بیکاری و رشد اشتغال در اقتصاد ایران / مصطفی دین محمدی، لیلا محمدی ۶۳۵

قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر واسطه‌های دولتی و غیردولتی: شواهدی از بازار سرمایه ایران / منیره روان‌بخش، محمدحسین دهقانی فیروزآبادی ۶۵۷

اثرات تمرکززدایی مالی و کنترل فساد بر رشد اقتصادی (تجربه کشورهای نفتی منطقه)/ وحید شقاقی شهری ۶۸۹

شکوفایی انسانی و کارایی فنی: شواهدی از پانل دیتا / زهرا منتظری، محسن رنانی، ایرج کاظمی، علیمراد شریفی ۷۱۷

تبیین عوامل اقتصادی کلیدی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی ایران در افق زمانی ۱۴۱۰ / سجاد نجفی، کیومرث یزدان‌پناه درو، زهرا پیشگاهی‌فرد، مرجان بدیعی ازنداهی ۷۳۷

دانشکده اقتصاد، کارگر شمالی، روبروی بیمارستان شریعتی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز
دانشکده‌ی اقتصاد

مدیر مسئول
علی سوری

سردبیر
جعفر عبادی

امور اجرایی
معصومه تقی‌زاده قهی

ویراستاری
زهرا اسدی

هیـأت تحریریـه: حمیـد ابریشـمی (اسـتاد دانشـگاه تهـران)، محسـن بهمنـی اسـکویی (اسـتاد دانشـگاه ویسکانسین - میلواکی آمریکا)، حسن سبحانی (استاد دانشگاه تهران)، غلامعلـی شـرزه‌ای (دانشـیار دانشـگاه تهران)، جعفر عبادی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسین عباسی‌نـژاد (اسـتاد دانشـگاه تهـران)، اکبـر کمیجـانی (استاد دانشگاه تهران)، سعید مهدوی (استاد دانشگاه تگزاس آمریکا)، عباس میرآخور (استاد، مـدیر اجرایـی- صندوق بین‌المللی پول)، محمد نقی‌زاده (استاد دانشگاه میجی گاکوین، ژاپن).

داوران این شماره:
هما اصفهانیان، زهرا افشاری، کریم آذربایجانی، ابوالفضل پاسبانی صومعه، علی جدیدزاده، اسفندیار جهانگرد، تیمور رحمانی، علی سوری، سید کمیل طیبی، وحید ماجد، سید جمال الدین محسنی زنوزی، میثم موسائی، محسن مهرآرا، مهدی ناجی، رضا نصراصفهانی، کوثر یوسفی

به استناد بند ج تبصره‌ی ۳۶ قانون بودجه‌ی سال ۱۳۶۳ و نیز بند ج تبصره‌ی ۳۴ قانون بودجه‌ی سـال ۱۳۶۴ و در اجرای آیین نامه‌ی تأیید اعتبـار و تشـخیص ضـرورت انتشـار مجـلات و نشـریات علمـی و براساس رأی یکصد و پنجاه و ششمین جلسه مورخ ۸۰/۱۲/۱۱ کمیسیون بررسی نشریات علمـی‌کشـور 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 AEA (aeaweb.org) و Econlit (Econlit.org) 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

تحقیقات اقتصادی، دوره‌ی ۵۵، شماره‌ی ۳، پاییز ۹۹

فهرست مطالب

عنوان صفحه

برآورد کم‌اظهاری درآمد خانوارهای با مشاغل آزاد در ایران / سید مهدی برکچیان، بیتا فیاض فرخاد، مهدی امینی راد..... ۵۳۶-۵۱۵

بررسی اثر متقابل فساد مالی و شاخص‌های جنسیتی: مطالعه موردی منتخبی از کشورهای جهان/ نعیمه حمیدی، کریم آذربایجانی، مرتضی سامتی ۵۵۶-۵۳۷

محاسبه شاخص استرس مالی محلی در استان‌های ایران و تعیین اثرات فضایی و آستانه‌ای آن بر رشد منطقه‌ای و اشتغال / مریم حیدریان، علی فلاحتی، محمدشریف کریمی..... ۵۸۴-۵۵۷

تبیین رابطه بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی با استفاده از شاخص ترکیبی فازی / **سید منصور خلیلی عراقی، سجاد برخورداری، امین گلوانی** ۶۰۸-۵۸۵

شبیه‌سازی رشد درون‌زای اقتصادایران (رویکرد اونیکی – اوزاوا) / محمد داود خورسندی، احمد گوگردچیان، کریم آذربایجانی، سید کمیل طیبی..... ۶۳۴-۶۰۹

آزمون مجدد رابطه تغییرات تولید، نرخ بیکاری و رشد اشتغال در اقتصاد ایران / مصطفی دین محمدی، لیلا محمدی ۶۵۶-۶۳۵

قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر واسطه‌های دولتی و غیردولتی: شواهدی از بازار سرمایه ایران / منیره روان‌بخش، محمدحسین دهقانی فیروزآبادی ۶۸۸-۶۵۷

اثرات تمرکززدایی مالی و کنترل فساد بر رشد اقتصادی (تجربه کشورهای نفتی منطقه)/ وحید شقاقی شهری ۷۱۵-۶۸۹

شکوفایی انسانی و کارایی فنی: شواهدی از پانل دیتا / زهرا منتظری، محسن رنانی، ایرج کاظمی، علیمراد شریفی ۷۳۶-۷۱۷

تبیین عوامل اقتصادی کلیدی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی ایران در افق زمانی ۱۴۱۰ / سجاد نجفی، کیومرث یزدان‌پناه درو، زهرا پیشگاهی‌فرد، مرجان بدیعی ازنداهی ۷۶۰-۷۳۷

چکیده لاتین

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۹/ ص ۵۳۶-۵۱۵

برآورد کم‌اظهاری درآمد خانوارهای با مشاغل آزاد در ایران

DOR: 20.1001.1.00398969.1400.55.3.1.0

سید مهدی برکچیان*[1]، بیتا فیاض فرخاد[2]، مهدی امینی راد[3]

۱. استادیار، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، m.barakchian@imps.ac.ir

۲. محقق پسادکتری، دانشگاه UIUC، آمریکا، bita.farkhad@gmail.com

۳. دانشجوی دکتری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، m.aminirad@imps.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۵/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۱۴

چکیده

در این مطالعه اندازه کم‌اظهاری درآمد مشاغل آزاد در ایران با استفاده از روش هزینه‌بنیاد و با بهره‌گیری از داده بودجه خانوار تخمین زده می‌شود. بدین منظور از منحنی انگل مزد و حقوق‌بگیران که بیانگر رابطه بین درآمد و هزینه مواد خوراکی آن‌ها است، برای تخمین درآمد واقعی مشاغل آزاد بر پایه هزینه‌های اظهار شده مواد خوراکی آن‌ها استفاده می‌شود. با استفاده از این رویکرد، میانگین کم‌اظهاری برای مشاغل آزاد برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ برابر با ۸/۵ درصد از کل درآمد این خانوارها به‌دست می‌آید. با بررسی اندازه کم‌اظهاری در گروه‌های مختلف شغلی می‌توان مشاهده کرد که بالاترین کم‌اظهاری در گروه‌های شغلی «کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری» و «قانون‌گذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران» است. در ادامه به‌منظور مطالعه رفتار کم‌اظهاری در طول زمان، کم‌اظهاری به‌صورت مجزا برای سال‌های مختلف تخمین زده می‌شود. نتایج تخمین‌های این بخش نمایانگر وجود روند صعودی در میزان کم‌اظهاری در طول سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ است، به‌گونه‌ای که اندازه کم‌اظهاری در سال ۱۳۸۹ به‌صورت قابل‌توجهی بالاتر از سال‌های دیگر می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: C8 ,E21,H26 ,J3

واژه‌های کلیدی: کم‌اظهاری درآمد؛ مالیات گریزی؛ رویکرد هزینه بنیاد؛ منحنی انگل

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۲۸۲۰۹۶۳۰

۱- مقدمه

شواهد فراوانی نشان می‌دهند که برخی افراد درآمد خود را به‌صورت سیستماتیک کمتر از واقعیت به مراجع مالیاتی اظهار می‌کنند؛ برای مثال می‌توان به مطالعات کلاتفلتر[1] (۱۹۸۳)، اسلمرد[2] (۱۹۸۵، ۲۰۰۷)، فاینشتاین[3] (۱۹۹۱)، آندریونی و همکاران[4] (۱۹۹۸)، و فلدمن و اسلمرد[5] (۲۰۰۷) اشاره کرد. بر اساس مطالعه هارست و همکاران[6] (۲۰۱۴)، خانوارها در پاسخ به طرح‌های آمارگیری نیز درآمد واقعی خود را افشا نمی‌کنند. به‌طور کلی خانوارها تمایل به اظهار اطلاعات واقعی خود به جمع‌آوری‌کنندگان داده ندارند. انگیزه افراد برای کم‌اظهاری در پاسخ به بازرسان مالیاتی کاملاً واضح است، اما انگیزه این کم‌اظهاری در پاسخ به طرح‌های آمارگیری سؤال برانگیز است، زیرا گزارش نادرست در این موارد از بار مالیاتی فرد نمی‌کاهد. در این ارتباط، باید در نظر داشت که افراد به ویژه در مشاغل آزاد ممکن است منافع غیرمستقیمی از کم‌اظهاری درآمد خود در طرح‌های آمارگیری خانوار داشته باشند. اول، ممکن است ترس از محرمانه نبودن آمارهای خانوار سبب شود تا خانوارها اطلاعاتی متناسب با اظهارنامه مالیاتی خود ارائه کنند. دوم، خانوارهای با مشاغل آزاد برخلاف مزد و حقوق‌بگیران، برای محاسبه مقدار درآمد واقعی خود باید زمان اضافی صرف کنند؛ در صورتی که مشاغل آزاد قبلاً گزارش غیرواقعی برای بازرسان مالیاتی ارائه کرده باشند به نظر می‌رسد که گزارش همان اظهار در طرح‌های آمارگیری خانوار به جای محاسبه مقدار واقعی برای ایشان راحت‌تر است؛ بنابراین انتظار می‌رود خانوارها به خصوص آن‌هایی که درآمد خود را به مقامات مالیاتی کم‌تر از واقع گزارش کرده‌اند، انگیزه کافی برای کم‌اظهاری مشابه در طرح‌های آمارگیری داشته باشند.

از آن جایی که احتمال شناسایی کم‌اظهاری مشاغل آزاد کمتر از مزد و حقوق‌بگیران است، به نظر می‌رسد که مشاغل آزاد انگیزه بیشتری برای کم‌اظهاری در پاسخ به بازرسان مالیاتی و هم‌چنین طرح‌های آمارگیری داشته باشند. مطالعات موجود در این زمینه برای کشورهای مختلف نیز نشان می‌دهد که مشاغل آزاد همواره و به‌میزان قابل توجهی در اظهار درآمد خود به بازرسان مالیاتی کم‌اظهاری دارند. برای

1. Clotfelter
2. Slemrod
3. Feinstein
4. Andreoni et al.
5. Feldman and Slemrod
6. Hurst et al.

مثال، بازرسان سازمان مالیاتی ایالات متحده (IRS) گزارش داده‌اند که برای سال‌های مالیاتی ۱۹۸۵، ۱۹۸۸ و ۱۹۹۲، به‌طور تقریبی ۳۰ تا ۳۵ درصد از درآمد صاحبان مشاغل غیر از کشاورزی کم اظهار شده است.[۱]

در بیشتر مطالعات انجام شده در ایران، از شاخص‌های کلان برای تخمین مقدار کم‌اظهاری بهره گرفته شده است (برای مثال رجوع کنید به خلعتبری (۱۳۶۹) و معاونت بررسی‌های استراتژیک نهاد ریاست جمهوری (۱۳۷۶))؛ اما به‌دلیل ایرادات جدی وارد بر تخمین کم‌اظهاری بر اساس شاخص‌های کلان، در این مطالعه، برخلاف مطالعات قبل، از شاخص‌های خرد و مبتنی بر مطالعه پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹) برای تخمین اندازه کم‌اظهاری درآمد در ایران استفاده می‌شود. علاوه بر این، از آنجا که بخش عمده مطالعات اخیر این حوزه در کشورهای دیگر با استفاده از داده‌های خرد صورت گرفته، استفاده از روش پیساریدیس و وبر امکان مقایسه نتایج تخمین زده شده در کشورهای مختلف را با ایران فراهم می‌کند، بنابراین هدف اول این مطالعه، تخمین کم‌اظهاری با ترکیب دو مدل ارائه شده توسط پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹) و هارست و همکاران (۲۰۱۴) و با بهره‌گیری از داده بودجه خانوار است. ترکیب این دو مدل محاسبه دقیق کم‌اظهاری را به جای بازه تخمین ارائه شده توسط پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹) ممکن می‌سازد.

هارست و همکاران (۲۰۱۴)، مقدار دقیق تخمین را با یکسان فرض کردن واریانس درآمد موقتی دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد برآورد می‌کنند؛ درحالی‌که با استفاده از مدل ترکیبی و با لحاظ تفاوت در واریانس درآمد موقتی در دو گروه، تخمین دقیق‌تری به‌دست می‌آید، لذا یکی از تفاوت‌های مقاله حاضر با کار هارست و همکاران، به این نکته برمی‌گردد که در این مقاله، ضمن ترکیب مدل‌های پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹) و هارست و همکاران (۲۰۱۴)، فرض غیرواقعی یکسان بودن واریانس درآمد موقتی در دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد را کنار گذاشته و مدل را با فرض تفاوت در واریانس‌ها حل می‌کنیم. سپس میزان کم‌اظهاری را با استفاده از رابطه بدست‌آمده تخمین می‌زنیم.. نتایج نشان می‌دهد که مقدار میانگین کم‌اظهاری خانوارهای مشاغل آزاد در ایران برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ برابر ۸/۵ درصد کل درآمد این خانوارها می‌باشد.

---

۱. منبع: "Individual Income Tax Gap Estimates for 1985, 1988, and 1992" که در http://www.irs.gov/pub/irs-soi/p141596.pdf قابل دسترسی است.

در بیشتر مطالعات موجود، هدف اصلی از برآورد مقدار متوسط کم‌اظهاری، محاسبه تخمین درآمد مالیاتی از دست رفته است. دولت‌ها علاقه دارند تا از روند کم‌اظهاری در طول زمان و هم‌چنین توزیع آن بین گروه‌های شغلی مختلف مطلع شوند تا با استفاده از آن بتوانند سیاست‌های مقتضی جهت کاهش مالیات‌گریزی را اتخاذ کنند. کلاتفلتر (۱۹۸۳)، بیان می‌کند که مقدار کم‌اظهاری درآمد توسط مشاغل آزاد در امریکا با بالاتر بودن نرخ نهایی مالیات افزایش می‌یابد و هم‌چنین اندازه کم‌اظهاری در بین گروه‌های مختلف شغلی متفاوت می‌باشد. افزون بر این، آندریونی و همکاران (۱۹۹۸) نیز بیان می‌کنند که خانوارهای شاغل در صنایع تخصصی در امریکا دارای حداقل مقدار کم‌اظهاری و صاحبان مغازه‌ها و رستوران‌ها دارای بیشترین مقدار کم‌اظهاری هستند، بنابراین هدف دوم این مقاله، مطالعه کم‌اظهاری در طول زمان و در میان گروه‌های مختلف شغلی می‌باشد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بالاترین کم‌اظهاری مربوط به دسته‌های شغلی «کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری» و « قانون‌گذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران» است که به‌ترتیب برابر ۳۹/۲ درصد و ۳۴/۸ درصد می‌باشد. هم‌چنین نتایج تخمین مقدار کم‌اظهاری به‌طور جداگانه برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ بیانگر روند صعودی در مقدار کم‌اظهاری مشاغل آزاد از ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ می‌باشد، به‌طوری‌که در سال ۱۳۸۹ به بالاترین سطح در کل دوره ۱۳۷۹-۱۳۹۸ می‌رسد.

ادامه مقاله بدین شرح است. در بخش بعد یک مرور مختصر بر ادبیات این حوزه ارائه می‌شود. در بخش ۳، مدل برآورد مورد استفاده توضیح داده می‌شود. بخش ۴، نتایج تخمین کم‌اظهاری را ارائه می‌کند و بخش آخر نیز به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲- مروری بر ادبیات برآورد کم‌اظهاری درآمد

مطالعات وسیعی در زمینه تخمین اندازه کم‌اظهاری خانوارهای مشاغل آزاد برای کشورهای مختلف انجام گرفته است. اشنایدر و انست[1] (۲۰۰۰)، روش‌های تخمین کم‌اظهاری درآمد را به دو رویکرد مستقیم و غیرمستقیم، تقسیم می‌کنند. در رویکرد مستقیم، از اطلاعات حاصل از پاسخ‌های داوطلبانه افراد در بررسی‌های مالیاتی استفاده می‌شود. به‌عنوان نمونه، در این زمینه می‌توان به مرجع اطلاعاتی TCMP[2] در امریکا اشاره کرد که پرکاربردترین و قابل‌اعتمادترین منبع اطلاعاتی مرتبط با این موضوع

1. Schneider and Enste
2. Taxpayer Compliance Measurement Program

می‌باشد. این برنامه به‌منظور برآورد مقدار درآمد از دست رفته به‌دلیل کم‌اظهاری مالیاتی توسط سازمان مالیاتی ایالات متحده ارائه شده است. بسیاری از محققان از رویکرد مستقیم برای محاسبه‌میزان کم‌اظهاری استفاده کرده‌اند (برای مطالعه جزئیات بیشتر رجوع کنید به اسلمرد (۲۰۰۷)). با این حال، معتبر بودن نتایج حاصل از بررسی‌ها وابسته به اظهارات پاسخ دهندگان می‌باشد. در صورتی که پاسخ‌دهندگان در اظهارات خود صادق باشند نتایج به‌دست آمده قابل اعتماد خواهد بود؛ اما در صورتی که اظهارات پاسخ‌دهندگان مبتنی بر واقعیت نباشد، نتایج حاصل گمراه کننده خواهد بود (فلدمن و اسلمرد (۲۰۰۷)).

بیشتر تحقیقات انجام شده در این حوزه در گروه رویکردهای غیرمستقیم قرار دارد (برای مطالعه جزئیات بیشتر در این زمینه رجوع کنید به اشنایدر و انست (۲۰۰۰)). این رویکردها، رویکردهای شاخص نیز نامیده می‌شوند، زیرا در این رویکردها، از شاخص‌های اقتصادی که اطلاعاتی در مورد اندازه اقتصاد زیرزمینی ارائه می‌دهند، استفاده می‌شود. بیشتر شاخص‌های مورد استفاده در این مطالعات، جزء شاخص‌های کلان هستند. مطالعات انجام یافته در دسته رویکردهای غیرمستقیم و بر پایه شاخص‌های کلان دارای تاریخچه‌ای طولانی است که آغاز آن به مقاله کیگان[1] (۱۹۵۸) برمی‌گردد. اما این روش‌ها به‌دلیل ناسازگاری با مدل‌های جدید رفتار مصرف‌کننده، استفاده از تکنیک‌های مردود اقتصادسنجی، نتایج غیر قابل اطمینان و دادن اطلاعاتی که کمتر برای سیاست‌گذاران مفید است مورد نقد واقع شده‌اند (رجوع کنید به توماس[2] (۱۹۹۹)، هانوسک و پالدا[3] (۲۰۰۶)).

به‌دلیل ایرادهای وارد بر مطالعات صورت گرفته با استفاده از شاخص‌های کلان، در سال‌های اخیر تحقیقات در این حوزه به سمت مطالعات مبتنی بر بهره‌گیری از داده‌های خرد متمایل شده است. در این دسته از تحقیقات که نسبتاً جدید محسوب می‌شوند، محققان از داده‌های درآمد و هزینه به‌منظور تخمین کم‌اظهاری استفاده می‌کنند. اولین مطالعه در این زمینه توسط پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹) و با استفاده از داده‌های کشور

1. Cagan
2. Thomas
3. Hanousek and Palda

انگلستان ارائه شده است[۱]. در این روش، محققان رابطه بین درآمد و هزینه خوراک را برای دو دسته مشاغل آزاد و مزد و حقوق‌بگیران، محاسبه و از شکاف موجود در بین منحنی انگل دو گروه برای تخمین کم‌اظهاری استفاده می‌کنند. این روش، بر این فرض مبتنی است که اولاً صرف نظر از نوع اشتغال، هر دو گروه ترجیحات یکسانی در زمینه خوراک دارند، ثانیاً هزینه‌های خوراکی در هر دو گروه به درستی اظهار شده است و ثالثاً فقط درآمد اظهار شده مزد و حقوق‌بگیران، درست اظهار شده است. هم‌چنین فرض می‌شود میل نهایی به مصرف خوراک در دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد یکسان است.

روش ارائه شده توسط پیساریدیس و وبر جهت تخمین میزان کم‌اظهاری در کشورهای مختلف به کار گرفته شده است. برای مثال، یوهانسون[۲] (۲۰۰۵) برای تخمین کم‌اظهاری در فنلاند، شوتز[۳] (۲۰۰۲) برای کانادا، انگستروم و هلملوند[۴] (۲۰۰۹) برای سوئد، هارست و همکاران (۲۰۱۴) برای امریکا و اشموتز[۵] (۲۰۱۸) برای سوئیس، این رویکرد را مورد استفاده قرار داده‌اند. نتایج این تحقیقات نشان می‌دهد که تفاوت قابل ملاحظه‌ای در بین مقادیر کم‌اظهاری در کشورهای مختلف وجود دارد[۶].

به‌جز کم‌اظهاری، می‌توان تفاسیر دیگری نیز برای وجود شکاف بین منحنی‌های انگل دو گروه مشاغل آزاد و مزد و حقوق‌بگیر ارائه کرد. لیسوتو و همکاران[۷] (۲۰۰۴) بیان می‌کنند که درآمد حاصل از مشاغل آزاد ممکن است به گونه‌ای متمایز از سایر منابع درآمدی خرج شود. برای مثال، درآمد خانوار از محل مشاغل آزاد ممکن است صرف کالاهای لوکس شود، در حالی که درآمد دائمی صرف کالاهای ضروری گردد، بنابراین دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد می‌توانند ترجیحات متمایزی داشته باشند. از نظر ایشان، رویکرد هزینه بنیاد بر پایه منحنی انگل لگاریتم خطی، قادر

---

۱. رویکرد هزینه بنیاد در ابتدا توسط مقاله دیلنوت و موریس (Dilnot & Morris; 1981) معرفی شده است. در این مقاله تفاوت بین درآمد اظهار شده و هزینه‌های خانوار محاسبه شده و خانوارهایی که هزینه آن‌ها حداقل بیست درصد بیشتر از درآمدشان بوده است در گروه اقتصاد زیرزمینی دسته‌بندی شده‌اند.

2. Johansson
3. Schuetze
4. Engstrom & Holmlund
5. Schmutz

۶. در یکی از جدیدترین مطالعات این حوزه، کابرال و همکاران (Cabral et al. 2019) برای برآورد کم‌اظهاری در نیوزیلند از شیوه متفاوتی بهره گرفته و اطلاعات حاصل از طرح پیمایش درآمد خانوار را با داده‌های ثبتی اداره مالیات، تطبیق می‌دهند.

7. Lyssiotou et al.

به‌تفکیک دو اثر ناهمسانی ترجیحات و کم‌اظهاری درآمد نیست. بر همین اساس، لیسوتو و همکاران (۲۰۰۴)، یک رویکرد سیستمی از روش هزینه‌بنیاد را ارائه می‌کنند. در این رویکرد، فرض می‌شود کالاهای بادوام و بی‌دوام قابل تفکیک بوده و تقاضای مجموعه از روی کالاهای بی‌دوام تعیین می‌شود.

به رویکرد سیستم تقاضای کامل ارائه شده توسط لیسوتو و همکاران (۲۰۰۴)، انتقادات زیادی وارد شده است (به‌عنوان مثال رجوع کنید به تدز[1] (۲۰۱۰)). این حقیقت که برخی خانوارها ممکن است مخارج کسب و کار خود را به‌عنوان هزینه خانوار اظهار کنند، سبب می‌شود تا رویکرد سیستم تقاضای کامل نتایج نادرستی تولید کند، درحالی‌که، به نظر می‌رسد به دلایل ذیل، هزینه خوراک نسبت به سایر اقلام هزینه، به‌طور دقیق‌تری توسط خانوار اظهار می‌شود. ۱. هزینه خوراک مقدار ناچیزی است و احتمال پنهان کردن مقدار واقعی آن به انگیزه مالیات‌گریزی کمتر است. ۲. احتمال در نظر گرفتن آن به‌عنوان هزینه کسب و کار کمتر است. ۳. امکان به تعویق انداختن هزینه خوراک نسبت به سایر هزینه‌ها پایین‌تر است. استفاده از هزینه خوراک به همراه متغیرهای کنترلی مانع از اریب در تخمین کم‌اظهاری به‌دلیل عدم یکنوایی ترجیحات می‌شود، زیرا سلیقه غذا بین مشاغل مختلف نسبتاً به یکدیگر شبیه است. درحالی‌که ریسک جایگزینی دو تفسیر کم‌اظهاری و ترجیحات غیر یکنوا با استفاده از هزینه‌ی کالاهای بی‌دوام بیشتر است، زیرا در این دسته از کالاهای مصرفی تنوع قیمتی وجود دارد. مزیت دیگر، استفاده از هزینه خوراک این است که هیچ باور عمومی منفی در رابطه با هزینه خوراک وجود ندارد که منجر به گزارش نادرست این هزینه شود؛ در حالی که نمونه‌های دیگر هزینه مانند دخانیات و الکل می‌توانند به‌دلیل نگرانی از باور عمومی کم‌اظهاری داشته باشند (تدز (۲۰۱۰)). بسیم و جنکینز[2] (۲۰۰۵)، اعتبار این تئوری را با مقایسه پایداری رابطه درآمد و هزینه خوراک در مقایسه با سایر هزینه‌ها تأیید کرده‌اند. به‌طور کلی، منحنی انگل خوراک رفتار نسبتاً پایدارتری در مقایسه با سیستم تقاضای کامل نشان می‌دهد. بنیتو[3] (۲۰۰۳)، نشان می‌دهد که تنها هزینه خوراک و مسکن دارای کشش قیمتی منفی و معنادار است. هم‌چنین، این منحنی انگل بالاترین مقدار R^2 را در مقایسه با سایر اقلام هزینه دارد. راجاپاکس[4] (۲۰۱۱) نیز نتایجی در تأیید رفتار پایدارتر منحنی انگل خوراک گزارش می‌کند. این شاخه از ادبیات

1. Tedds
2. Besim & Jenkins
3. Beneito
4. Rajapakse

در طول سال‌های اخیر از جنبه‌های مختلفی توسعه پیدا کرده است. به‌عنوان نمونه، تدز (۲۰۱۰)، تخمین ناپارامتری از منحنی انگل ارائه کرده است که از اعمال محدودیت‌های فرم ساختاری خودداری می‌کند. وی با استفاده از داده‌های بودجه خانوار کانادا نشان می‌دهد که نسبت درآمد پنهان شده به کل درآمد در میان افراد مقدار ثابتی نیست. به بیان دیگر نرخ کم‌اظهاری درآمد بر اساس سطوح مختلف درآمد متفاوت است.

مطالعات داخلی مرتبط با برآورد کم‌اظهاری مبتنی بر داده‌های خرد، انگشت‌شمار است. زاهدیان (۱۳۹۳)، متغیر درآمد اظهار شده در داده‌های بودجه خانوار را بر مجموعه‌ای از متغیرها - که فرض می‌شود تبیین کننده درآمد خانوار هستند- رگرس می‌کند. سپس با این فرض که درمواردی که درآمد اظهار شده از درآمد مورد انتظار (مقدار fitted value حاصل از رگرسیون) کمتر باشد، کم‌اظهاری خانوار آشکار است، شکاف بین درآمد مورد انتظار و درآمد اظهار شده را به‌عنوان برآورد کم‌اظهاری درآمد در نظر می‌گیرد. علی‌اکبری صبا و همکاران (۱۳۹۴)، با بهره‌گیری از روش مشابهی برآورد می‌کنند که در سال ۱۳۹۰ به‌طور متوسط خانوارهای شهری و روستایی به‌ترتیب به‌میزان ۲۵ و ۲۷ درصد، کم‌اظهاری درآمد داشته‌اند و نشان می‌دهند که در نقاط شهری، خانوارهای با مشاغل آزاد کم‌اظهاری درآمد بیشتری نسبت به مشاغل مزد و حقوق‌بگیری دارند.

۳- مدل پیشنهادی برای برآورد کم‌اظهاری درآمد

همان‌طورکه قبلاً نیز اشاره شد، در اولین گام، مدل پیشنهادی با ترکیب دو مدل پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹) و هارست و همکاران (۲۰۱۴) و با فرض تفاوت در واریانس درآمد موقتی بین دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد ساخته می‌شود و معادله مربوط به کم‌اظهاری درآمد را استخراج می‌کنیم[۱]. در این روش، رابطه بین هزینه خوراک و درآمد برای مزد و حقوق‌بگیران تخمین زده شود و از ضرایب تخمین زده شده آن برای پیش‌بینی درآمد واقعی مشاغل آزاد بر پایه هزینه خوراک اظهار شده آن‌ها استفاده می‌شود. به عبارت دیگر، در این مدل، از فاصله عمودی در منحنی انگل برای

---

۱. در سراسر این مقاله، منظور از درآمد اظهار شده y'_{ikt}، آن رقمی است که افراد در پرسشنامه بودجه خانوار اعلام کرده‌اند که می‌تواند مبتنی بر واقع یا خلاف واقع باشد. منظور از درآمد واقعی y_{ikt}، آن رقمی است که واقعاً به‌عنوان درآمد کسب کرده‌اند. رابطه بین درآمد اظهار شده و درآمد واقعی طبق رابطه ۴ نشان داده می‌شود. مطابق نظریه درآمد دایمی (Permanent Income Hypothesis)، درآمد واقعی خود متشکل از دو جزء درآمد دایمی y^{p}_{ikt} و درآمد موقتی p_{ikt} است که طبق رابطه ۲ نشان داده می‌شود.

تخمین مقدار میانگین کم‌اظهاری مشاغل آزاد نسبت به مزد و حقوق‌بگیران استفاده می‌شود؛ بنابراین، مسئله اول استخراج رابطه شرطی خطی بین لگاریتم درآمد و لگاریتم هزینه در منحنی انگل است. در این جا فرض می‌شود ترجیحات هر خانوار i در گروه k (برای مشاغل آزاد $k = S$ و مزد و حقوق‌بگیر $k = E$) مشروط بر مجموعه متغیرهای کنترلی به گونه‌ای است که با بهینه‌سازی میان‌دوره‌ای آن و تقریب حداقل مرتبه اول، منحنی انگل به‌صورت رابطه ۱ به‌دست می‌آید (هارست و همکاران، ۲۰۱۴) [۱]:

$$\mathrm{Ln}\, c_{ikt} = \alpha_k + \beta_k \ln y^{p}_{ikt} + \boldsymbol{\Theta}'_{\mathbf{k}}\mathbf{X_{ikt}} + \boldsymbol{\delta_k}\boldsymbol{\mu_t} + \varepsilon_{ikt} \qquad (1)$$

به طوری که α_k عرض از مبدا معادله انگل برای گروه k، c_{ikt} هزینه خوراک (فرد i متعلق به گروه k در زمان t)، y^{p}_{ikt} درآمد دایمی، $\boldsymbol{\beta}_k$ کشش درآمدی، $\mathbf{X_{ikt}}$ بردار متغیرهای کنترلی (شامل متغیر مجازی بعد خانوار، متغیر مجازی وضعیت تأهل سرپرست خانوار و متغیر مجازی سن سرپرست خانوار)، $\boldsymbol{\mu_t}$ بردار متغیر مجازی سال، $\boldsymbol{\delta_k}$ بردار ضرایب متغیر مجازی سال و ε_{ikt} بیانگر اثر تجمیعی دیگر عوامل غیرقابل مشاهده تعیین کننده مصرف خانوار است. در این مقاله تمام پارامترهایی که نماینده یک بردار هستند، بصورت پررنگ (bold) نمایش داده شده‌اند. در اینجا فرض می‌شود خانوارها قادر به قرض دادن و قرض گرفتن در بازارهای دارایی هستند؛ بنابراین جزء دائمی درآمد[۲] (y^{p}_{ikt}) مطابق تئوری درآمد دائمی، مقدار مصرف خانوار را تعیین می‌کند. (فریدمن[۳]، ۱۹۵۷).

روشن است که تخمین مستقیم رابطه ۱ ممکن نیست، زیرا حتی اگر درآمد سالانه خانوار مطابق با واقع، اظهار شده باشد، احتمال برابر بودن آن با درآمد دائمی (y^{p}_{ikt}) ضعیف است. غالباً در داده‌های اظهار شده در بررسی‌های نمونه‌های خانوار، تنها درآمد فعلی گزارش می‌شود و تمایز بین جزء دائمی و موقتی درآمد دشوار می‌باشد. به همین دلیل، پیساریدیس و وبر (۱۹۸۹)، فرض می‌کنند که لگاریتم درآمد واقعی y_{ikt} مساوی مجموع لگاریتم درآمد دائمی y^{p}_{ikt} و لگاریتم درآمد موقتی p_{ikt} است و درآمد موقتی دارای توزیع نرمال لگاریتمی در بین خانوارها است. در نتیجه، رابطه بین درآمد دائمی و درآمد واقعی به صورت رابطه ۲ است:

---

۱. همان‌طورکه مشاهده می‌شود در ابتدا، رابطه انگل (رابطه ۱) برای دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و دارای مشاغل آزاد به‌صورت کاملا جداگانه نوشته می‌شود و به همین دلیل، تمام ضرایب اندیس k دارند، اما بعداً در صفحه ۱۴ و برای به دست آوردن رابطه ۱۰ فرض می‌شود که ضرایب معادله انگل برای دو گروه یکسان است.

2. Permanent Income

3. Friedman

$$y_{ikt} = p_{ikt} y_{ikt}^{p} \quad \rightarrow \quad (۲)$$

$$\ln y_{ikt} = \ln p_{ikt} + \ln y_{ikt}^{p}$$

به‌طوری‌که، p_{ikt} متغیر تصادفی است. میانگین این متغیر تصادفی تحت تأثیر عوامل مختلف، متغیر می‌باشد. به‌عنوان مثال در سال‌هایی که وضع اقتصادی خانوارها مساعد باشد، این پارامتر مقدار بزرگ‌تر از یک دارد و بالعکس.

این فروض امکان استخراج درآمد دائمی از درآمد موقتی را فراهم می‌کند. همان‌گونه که اشاره شد، در این مطالعه برخلاف هارست و همکاران (۲۰۱۴) فرض می‌شود که نوسانات کوتاه‌مدت در درآمد فعلی برای خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر متفاوت از درآمد مشاغل آزاد است، زیرا درآمد مشاغل آزاد نوسان بیشتری دارد و به همین دلیل این تفاوت‌ها در تخمین مقدار کم‌اظهاری باید در نظر گرفته شود. هم‌چنین، فرض می‌شود مقدار میانگین p_{ikt} برای دو گروه مشاغل آزاد و مزد و حقوق‌بگیر یکسان است. بنابراین، با توجه به فرض نرمال لگاریتمی بودن p_{ikt} داریم:

$$\ln p_{ikt} = \mu_{pkt} + u_{ikt} \quad (۳)$$

که u_{ikt} دارای میانگین صفر و واریانس σ_{ukt}^{2} است.

اگر درآمد اظهار شده خانوار i با y'_{ikt} نمایش داده شود؛ با توجه به فرض عدم وجود کم‌اظهاری برای خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر، $y_{ikt} = y'_{ikt}$ است، اما برای مشاغل آزاد داریم:

$$y'_{ikt} = \varpi_{ikt} y_{ikt} \text{ ، } \varpi_{ikt} \leq 1 \quad (۴)$$

به‌طوری‌که ϖ_{ikt} متغیر تصادفی است که اندازه درآمد اظهار شده خانوار i با شغل آزاد را بیان می‌شود. هرچه مقدار ϖ_{ikt} کوچک‌تر باشد نشانگر آن است که مقدار کم‌اظهاری خانوار i بیشتر است.

با استفاده از معادلات ۲ و ۴، رابطه ۵ برای لگاریتم درآمد دائمی به‌دست می‌آید:

$$\ln y_{ikt}^{p} = \ln y'_{ikt} - \ln p_{ikt} - \ln \varpi_{ikt} \quad (۵)$$

در ادامه فرض می‌شود ϖ_{ikt} نیز دارای توزیع نرمال لگاریتمی است:

$$\ln \varpi_{ikt} = \mu_{\varpi kt} + \nu_{ikt} \quad (۶)$$

که متغیر تصادفی ν_{ikt} دارای میانگین صفر و واریانس ثابت σ_{vkt}^{2} است. همان‌گونه که گفته شد، فرض می‌شود که خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر درآمد خود را به‌صورت واقعی اظهار می‌کنند. یعنی برای این دسته از خانوارها $\varpi_{iEt} = 1$ و $\sigma_{\nu Et}^{2} = 0$ است، در حالی که برای مشاغل آزاد انتظار داریم که $\mu_{\varpi St} < 0$ و $\sigma_{\nu St}^{2} > 0$. هم‌چنین فرض

می‌شود که میانگین p_{ikt} که با $\bar{p}$ نمایش داده می‌شود، برای هر دو گروه مشاغل یکسان است ولی σ^{2}_{ukt} برای مشاغل آزاد بیشتر از مزد و حقوق‌بگیران است.

با توجه به نرمال لگاریتمی بودن p_{ikt}، رابطه بین میانگین p_{ikt} و میانگین لگاریتم آن (μ_{pkt}) به‌صورت رابطه ۷ است:

$$\ln \bar{p} = \mu_{pkt} + \frac{1}{2}\sigma^{2}_{ukt} \qquad (۷)$$

از برابری مقدار $\bar{p}$ برای دو گروه خانوار رابطه ۸ به‌دست می‌آید:

$$\mu_{pSt} - \mu_{pEt} = -\frac{1}{2}(\sigma^{2}_{uSt} - \sigma^{2}_{uEt}) \leq 0 \qquad (۸)$$

با توجه به محدب بودن تابع لگاریتم، تساوی بین میانگین p_{ikt} ها بیان می‌کند که $\mu_{pSt} < \mu_{pEt}$ است.

با جای‌گذاری روابط ۳، ۵ و ۶ در رابطه ۱ معادله ۹ به‌دست می‌آید:

$$\ln c_{ikt} = \alpha_k\beta_k \ln y'_{ikt} - \beta_k(\mu_{\varpi kt} + \mu_{pkt}) - \beta_k(\nu_{ikt} + u_{ikt}) + \boldsymbol{\Theta}'_{\mathbf{k}}\mathbf{X_{ikt}} + \boldsymbol{\delta_k\mu_{kt}} + \varepsilon_{ikt} \qquad (۹)$$

برای تخمین میانگین کم‌اظهاری $(1-\varpi)$ طبق رابطه ۴، فرض می‌شود که پارامترهای دو منحنی انگل برای دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد - یعنی ضرایب α، β، $\boldsymbol{\Theta}$ و $\boldsymbol{\delta}$ - برابر است. هم‌چنین، همان‌طور که اشاره شد، فرض می‌شود کم‌اظهاری هزینه خوراک در دو گروه از خانوارها تقریباً مشابه است. با این فروض می‌توان معادله ۹ را ساده‌سازی کرد و به معادله ۱۰ رسید:

$$\ln c_{ikt} = \alpha + \beta \ln y'_{ikt} + \gamma D_{ikt} + \boldsymbol{\Theta' X_{ikt}} + \boldsymbol{\delta\mu_t} + \xi_{ikt} \qquad (۱۰)$$

$\xi_{ikt} = \varepsilon_{ikt} - \beta(\nu_{ikt} + u_{ikt})$ در این معادله، عوامل غیر قابل مشاهده به صورت نمایش داده می‌شود، بنابراین واریانس جزء خطا در معادله ۱۰ شامل واریانس سه جزء عبارت خطای معادله انگل (ε_{ikt})، نوسانات درآمد موقتی (u_{ikt}) و نوسانات در میزان کم‌گویی (ν_{ikt}) است. چنان‌که پیش از این اشاره شد، واریانس جزء خطا در این معادله برای مشاغل آزاد بیشتر از مزد و حقوق‌بگیران است. هم‌چنین با توجه به اینکه عبارت $\mu_{\varpi kt} + \mu_{pkt}$ در بین دو گروه درآمدی، متفاوت است (ولی با فرض اینکه این عبارت در طول دوره زمانی بررسی آماری، ثابت است) به‌جای عبارت $\beta(\mu_{\varpi kt} + \mu_{pkt})$، در معادله ۱۰ عبارت γD_{ikt} را جایگزین می‌کنیم که D متغیر مجازی است و نوع سرپرست خانوار را نمایش می‌دهد به طوری که اگر خانوار جزء خانوارهای با مشاغل آزاد طبقه‌بندی شود، مقدار یک به خود می‌گیرد.

برای تخمین ضرایب رابطه ۱۰ از روش 2.SLS استفاده می‌شود. به‌دلیل درون‌زا بودن y'_{ikt} از متغیر ابزاری جهت تخمین استفاده می‌شود که امکان تخمین واریانس پسماند درآمد اظهار شده را ممکن می‌سازد. جهت تخمین مستقل واریانس جزء خطای درآمد داریم:

$$\ln y'_{ikt} = \delta_0 + \mathbf{Z\Phi_{ikt}} + \zeta_{ikt} \qquad (۱۱)$$

به‌طوری‌که $\mathbf{\Phi_{ikt}}$ مجموعه متغیرهای ابزاری برای خانوار i در سال t است و ζ_{ikt} جزء خطا می‌باشد. از سطح تحصیلات سرپرست خانوار به‌عنوان متغیر ابزاری برای درآمد عادی استفاده می‌شود. مطابق مدل درآمدهای استاندارد مینسر[1]، تحصیلات مهم‌ترین عامل برای تعیین سطح درآمد است (مینسر، ۱۹۷۴)[2].

با استفاده از معادلات ۳، ۶ و ۸ تخمین γ به‌صورت زیر است:

$$\gamma = -\beta\left[\mu_{\varpi kt} + (\mu_{pSt} - \mu_{pEt})\right] \qquad (۱۲)$$

بنابر فرض نرمال لگاریتمی بودن ϖ_{ikt} داریم:

$$\ln \overline{\varpi} = \mu_{\varpi kt} + \frac{1}{2}\sigma^2_{vSt} \qquad (۱۳)$$

برای تخمین میانگین کم‌اظهاری نیازمند واریانس u_{ikt} و v_{ikt} هستیم. برای این منظور، فرض می‌شود تغییرات غیرقابل پیش‌بینی درآمد دائمی برای دو گروه یکسان است. با این فرض که مزد و حقوق‌بگیران کم‌اظهاری درآمد ندارند و این که نوسان درآمد دائمی برای هر دو گروه یکسان است، با استفاده از معادله ۱۱ داریم:

$$\operatorname{var}\zeta_{iSt} - \operatorname{var}\zeta_{iEt} = \operatorname{var}(u_{ikt} + v_{ikt})_S - \operatorname{var} u_{iEt} \qquad (۱۴)$$

رابطه ۱۴ را می‌توان این‌گونه بسط داد:

$$\sigma^2_{\zeta St} - \sigma^2_{\zeta Et} = \sigma^2_{uSt} + \sigma^2_{vSt} + 2\operatorname{cov}(u_{ikt}, v_{ikt})_S - \sigma^2_{uE} \qquad (۱۵)$$
$$= \sigma^2_{uSt} + \sigma^2_{vSt} + 2\rho\sigma_{uSt}\sigma_{vSt} - \sigma^2_{uEt}$$

سپس با استفاده از معادلات ۱۲ و ۱۳ می‌توان نوشت:

---

1. Standard Earnings Model of Mincer

۲. به‌منظور تحلیل حساسیت نتایج مقاله، در یک رگرسیون آلترناتیو، علاوه بر سطح تحصیلات از متغیر تجربه کاری بالقوه (potential experience) نیز به‌عنوان متغیر ابزاری دوم استفاده می‌شود (برای اطلاعات بیشتر نگاه کنید به مینسر ۱۹۷۴). متغیر تجربه کاری بالقوه مساوی سن فرد منهای سال‌های تحصیلات منهای ۶ تعریف می‌شود. نتایج به‌دست آمده از این رگرسیون با نتایج به دست آمده از رگرسیونی که در آن فقط از سطح تحصیلات به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده و در مقاله گزارش شده است، کاملاً مشابه است و به همین دلیل برای اجتناب از طولانی شدن مقاله، گزارش نشده‌اند. از داور محترم بابت پیشنهاد به‌کارگیری متغیر تجربه بالقوه به‌عنوان متغیر ابزاری تشکر می‌شود.

$$\bar{\varpi} = \exp\left(-\frac{\gamma}{\beta} + \left(\mu_{pEt} - \mu_{pSt}\right) + \frac{1}{2}\sigma_{vSt}^2\right) \quad (۱۶)$$

با مقایسه دو رابطه ۸ و ۱۶ مشاهده می‌شود:

$$\mu_{pEt} - \mu_{pSt} + \frac{1}{2}\sigma_{vSt}^2 = \frac{1}{2}\left(\sigma_{uSt}^2 + \sigma_{vSt}^2 - \sigma_{uEt}^2\right) \quad (۱۷)$$

حال می‌توان تخمین دقیقی از مقدار میانگین کم‌اظهاری به شرط $\rho = 0$ به‌دست آورد. اگر $\rho = 0$ باشد آن‌گاه با استفاده از روابط ۱۶ و ۱۷ داریم:

$$\bar{\varpi} = \exp\left(-\frac{\gamma}{\beta} + \frac{1}{2}\left(\sigma_{\zeta St}^2 - \sigma_{\zeta Et}^2\right)\right) \quad (۱۸)$$

بنابراین میانگین مقدار کم‌اظهاری به این شکل محاسبه می‌شود:

$$1 - \bar{\varpi} = 1 - \mathrm{EXP}\left(-\frac{\gamma}{\beta} + \frac{1}{2}\left(\sigma_{\zeta St}^2 - \sigma_{\zeta Et}^2\right)\right) \quad (۱۹)$$

با توجه به اینکه در مدل هارست و همکاران (۲۰۱۴) نوسانات بیشتر درآمد موقتی مشاغل آزاد در مقایسه با مزد و حقوق‌بگیران در نظر گرفته نمی‌شود، مقدار تخمین هارست و همکاران (۲۰۱۴) بسته به اندازه اختلاف نوسانات در دو گروه بیشتر از مقدار تخمین مطابق رابطه پیشنهادی ما (رابطه ۱۹) است.

همان‌طورکه اشاره شد، در این فرآیند فرض می‌شود که گروه مزد و حقوق‌بگیر از جمعیت مورد مطالعه کم‌اظهاری درآمدی ندارند و با مبنا قرار دادن این گروه، کم‌اظهاری گروه دیگر تخمین زده می‌شود. روشن است که این فرض ممکن است چندان معتبر نباشد. به‌ویژه، در کشورهایی که فساد اداری در آن‌ها رایج است همیشه کم‌اظهاری درآمد در گروه خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر نیز وجود دارد. برای در نظر گرفتن امکان وجود کم‌اظهاری در گروه مزد و حقوق‌بگیران می‌توان فرآیند فوق را بدون تغییر دنبال کرد و تنها لازم است که به هنگام تفسیر نتایج به‌دست آمده این موضوع را مد نظر قرار داد. در چنین شرایطی رابطه به‌دست آمده برای کم‌اظهاری مشاغل آزاد، مقادیر نسبی کم‌اظهاری گروه مشاغل آزاد را در مقایسه با گروه مزد و حقوق‌بگیر نشان می‌دهد.

۴- نتایج تخمین کم‌اظهاری

نمونه مورد مطالعه از داده‌های گردآوری شده توسط طرح پرسشنامه هزینه و درآمد خانوار ایران که به وسیله مرکز آمار صورت می‌گیرد، در بین سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ به‌دست آمده است. مجموعه اطلاعاتی حاضر به آن دسته از خانوارهای شهری محدود می‌شود که سن سرپرست آن‌ها بین ۲۶ و ۶۰ (شامل ۲۶ و ۶۰) سال می‌باشد، زیرا سایر خانوارها ممکن است رفتار مالیاتی متفاوتی از خود نشان دهند. برای این که

بتوان نتایج معتبری برای مقایسه خوداظهاری میان مشاغل آزاد و مزد و حقوق‌بگیر به‌دست آورد، لازم است تا داده‌های بودجه خانوار تا حدودی فیلتر شوند. برای این‌منظور، آن دسته از داده‌هایی که به نظر می‌رسید دقت نتایج را تحت تأثیر قرار دهند به‌ترتیب زیر از نمونه مورد استفاده حذف شده‌اند. ۱. خانوارهایی که در آن سرپرست مزد و حقوق‌بگیر بوده، ولی همسر دارای شغل آزاد است. ۲. خانوارهای با درآمد مثبت از محل مشاغل کشاورزی؛ زیرا ممکن است رابطه درآمد و هزینه کشاورزان به‌دلیل خودکفایی در تهیه برخی اقلام هزینه متفاوت از سایر خانوارها باشد. ۳. خانوارهای با درآمد یا هزینه اظهار شده منفی. لازم به تأکید است که تعریف درآمد به کار گرفته شده در منحنی انگل، درآمد کل خانوار است که به‌صورت مجموع درآمد از محل مشاغل آزاد، مزد و حقوق‌بگیری، متفرقه و یارانه نقدی و درآمد غیرپولی است. برای تقسیم‌بندی خانوارها، سهم درآمد از محل مشاغل آزاد از درآمد کل را در نظر گرفته و خانوارهایی که این نسبت برای آن‌ها بیش از ۲۵ درصد باشد، در دسته مشاغل آزاد گروه‌بندی شده‌اند.

جدول ۱. تعداد خانوارهای مورد بررسی قبل و بعد از اعمال فیلترها

سال	خانوار شهری	پس از اعمال فیلترها	مشاغل آزاد	مزد و حقوق‌بگیر	سال	خانوار شهری	پس از اعمال فیلترها	مشاغل آزاد	مزد و حقوق‌بگیر
۱۳۷۹	۱۲،۳۲۰	۹،۳۵۸	۳،۰۷۰	۶،۲۸۸	۱۳۸۹	۱۸،۷۰۱	۱۴،۱۱۰	۳،۶۹۴	۱۰،۴۱۶
۱۳۸۰	۱۲،۳۳۷	۹،۳۸۶	۲،۹۵۴	۶،۴۳۲	۱۳۹۰	۱۸،۷۲۷	۱۳،۸۷۹	۳،۵۴۳	۱۰،۳۳۶
۱۳۸۱	۱۵،۱۱۴	۱۱،۴۸۲	۳،۷۵۴	۷،۷۲۸	۱۳۹۱	۱۹،۶۵۷	۹،۲۰۶	۱،۹۰۸	۷،۲۹۸
۱۳۸۲	۱۰،۹۵۹	۸،۳۵۲	۲،۷۲۲	۵،۶۳۰	۱۳۹۲	۱۸،۸۸۰	۱۴،۴۱۹	۳،۷۳۶	۱۰،۶۸۳
۱۳۸۳	۱۱،۶۱۹	۸،۸۲۰	۲،۸۵۵	۵،۹۶۵	۱۳۹۳	۱۸،۸۸۵	۱۳،۹۲۸	۳،۴۹۱	۱۰،۴۳۷
۱۳۸۴	۱۲،۹۲۵	۹،۹۵۵	۳،۱۷۲	۶،۷۸۳	۱۳۹۴	۱۸،۸۷۱	۱۳،۷۱۵	۳،۴۸۵	۱۰،۲۳۰
۱۳۸۵	۱۴،۱۷۵	۱۱،۰۰۹	۳،۴۲۱	۷،۵۸۸	۱۳۹۵	۱۸،۸۰۹	۱۳،۴۱۹	۳،۳۶۱	۱۰،۰۵۸
۱۳۸۶	۱۵،۰۱۸	۱۱،۶۰۴	۳،۵۶۴	۸،۰۴۰	۱۳۹۶	۱۸،۷۰۱	۱۳،۲۷۱	۳،۳۸۱	۹،۸۹۰
۱۳۸۷	۱۹،۳۸۱	۱۴،۹۴۷	۴،۱۱۳	۱۰،۸۳۴	۱۳۹۷	۲۰،۳۵۰	۱۴،۶۷۰	۳،۸۹۱	۱۰،۷۷۹
۱۳۸۸	۱۸،۶۶۵	۱۴،۱۱۵	۳،۷۹۷	۱۰،۳۱۸	۱۳۹۸	۱۹،۸۹۸	۱۳،۸۲۱	۳،۵۹۱	۱۰،۲۳۰

توضیحات: این جدول، حجم نمونه‌های مورد بررسی در هر سال را نشان می‌دهد. داده‌ها از طرح آمارگیری بودجه خانوار استخراج شده‌اند.

با برآورد ضرایب γ و β در رابطه ۱۰ و تخمین واریانس درآمد خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد، مقدار میانگین کم‌اظهاری با استفاده از رابطه ۱۹ برای سال‌های ۱۳۷۹ الی ۱۳۹۸ برابر با ۸/۵ درصد به‌دست می‌آید. نتایج تخمین رابطه ۱۰ در جدول ۲ و برآورد واریانس درآمد در دو گروه در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۲. تخمین رابطه انگل (۱۳۷۹-۱۳۹۸)

تعریف متغیر	برآورد ضریب	تعریف متغیر	برآورد ضریب	تعریف متغیر	برآورد ضریب
لگاریتم درآمد	۰/۸۵۴۸ (۰/۰۰۳۷)	اندازه خانوار=۸	۰/۷۲۶۸ (۰/۰۱۱۳)	مجازی ۱۳۸۸	۰/۰۸۹۶ (۰/۰۰۵۹)
نوع خانوار	۰/۰۴۷۹ (۰/۰۰۲۳)	اندازه خانوار=۹	۰/۷۷۷۶ (۰/۰۱۴۵)	مجازی ۱۳۸۹	۰/۱۳۱۰ (۰/۰۰۶۰)
سن ۳۱ تا ۳۵	۰/۰۱۹۷ (۰,۰۰۳۷)	اندازه خانوار=۱۰	۰/۸۵۶۲ (۰,۰۱۹۵)	مجازی ۱۳۹۰	۰/۱۴۳۵ (۰/۰۰۶۰)
سن ۳۶ تا ۴۰	۰/۰۲۱۴ (۰/۰۰۳۴)	اندازه خانوار < ۱۰	۰/۸۹۵۰ (۰/۰۲۰۷)	مجازی ۱۳۹۱	۰/۳۲۳۳ (۰/۰۰۶۷)
سن ۴۱ تا ۴۵	۰/۰۵۳۸ (۰/۰۰۳۵)	وضع تأهل سرپرست	-۰/۰۲۶۲ (۰,۰۰۲۵)	مجازی ۱۳۹۲	۰/۲۳۲۵ (۰/۰۰۵۹)
سن ۴۶ تا ۵۰	۰/۰۶۳۰ (۰/۰۰۴۱)	مجازی ۱۳۷۹	۰/۲۱۳۹ (۰/۰۰۶۷)	مجازی ۱۳۹۳	۰/۱۱۵۴ (۰/۰۰۵۹)
سن ۵۱ تا ۵۵	۰/۰۷۸۲ (۰/۰۰۴۳)	مجازی ۱۳۸۰	۰/۱۸۴۱ (۰/۰۰۶۷)	مجازی ۱۳۹۴	۰/۰۳۳۴ (۰/۰۰۵۷)
سن ۵۶ تا ۶۰	۰/۰۷۶۲ (۰/۰۰۴۴)	مجازی ۱۳۸۱	۰/۲۲۶۹ (۰/۰۰۶۳)	مجازی ۱۳۹۵	۰/۰۱۵۸ (/۰۰۶۰)
اندازه خانوار=۲	۰/۲۷۴۷ (۰/۰۰۸۵)	مجازی ۱۳۸۲	۰/۲۴۷۳ (۰/۰۰۷۰)	مجازی ۱۳۹۶	۰/۰۲۵۶ (۰/۰۰۶۰)
اندازه خانوار=۳	۰/۳۹۰۹ (۰/۰۰۸۴)	مجازی ۱۳۸۳	۰/۲۴۰۳ (۰/۰۰۶۹)	مجازی ۱۳۹۷	۰/۰۲۲۵ (۰/۰۰۵۹)
اندازه خانوار=۴	۰/۴۷۶۶ (۰/۰۰۸۵)	مجازی ۱۳۸۴	۰/۱۹۶۸ (۰/۰۰۶۶)	مجازی ۱۳۹۸	حذف شده
اندازه خانوار=۵	۰/۵۶۳۹ (۰/۰۰۸۷)	مجازی ۱۳۸۵	۰/۱۱۴۶ (۰/۰۰۶۴)	عرض از مبدأ	۷/۹۱۹۲ (۰/۰۶۸۶)
اندازه خانوار=۶	۰/۶۳۶۳ (۰/۰۰۹۰)	مجازی ۱۳۸۶	۰/۱۳۶۶ (۰/۰۰۶۴)		
اندازه خانوار=۷	۰/۶۹۱۵ (۰/۰۱۴۵)	مجازی ۱۳۸۷	۰/۱۱۱۲ (۰/۰۰۵۹)		

توضیحات: این جدول، نتایج تخمین رابطه ۱۰ با استفاده از روش 2SLS جهت گردآوری پارامترهای مورد نیاز برای تخمین کم‌اظهاری سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد. در رابطه ۱۰ رابطه بین لگاریتم هزینه و لگاریتم درآمد مشروط بر متغیر مجازی نوع خانوار و سایر ویژگی‌های جمعیتی تخمین زده می‌شود. به‌دلیل درون‌زا بودن درآمد، از سطح تحصیلات سرپرست خانوار به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است و به‌منظور حقیقی‌سازی درآمد و مخارج غذا از شاخص کل قیمت مصرف کننده مرکز آمار ایران (سال پایه ۱۳۹۵) استفاده شده است. خطای استاندارد در داخل پرانتز آمده است و تمام ضرایب در سطح ۹۵ درصد، معنی‌دار هستند.

جدول ۳. تخمین واریانس درآمد (به‌صورت میانگین سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۸)

	خانوارهای با مشاغل آزاد	خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر
مقدار واریانس	۰/۲۴۴۶	۰/۲۲۵۵

توضیحات: این جدول، نتایج تخمین واریانس جزء خطای معادله ۱۱ در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ جهت تخمین واریانس درآمد خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد، که پارامترهای مورد نیاز برای تخمین میانگین کم‌اظهاری هستند را نشان می‌دهد. جهت رگرسیون این معادله فرض می‌شود که واریانس جزء خطای معادله ۱۱ تنها دو مقدار می‌گیرد: یکی برای مشاغل آزاد و دیگری برای مزد و حقوق‌بگیران.

۴-۱- تفاوت در مقدار کم‌اظهاری در بین گروه‌های شغلی

همان‌گونه که پیش از این اشاره شد، برخی مطالعات بین‌المللی نشان داده‌اند که میزان کم‌اظهاری در گروه‌های شغلی مختلف، متفاوت است. بر همین اساس، میزان کم‌اظهاری در گروه‌های شغلی مختلف به‌صورت مجزا تخمین زده می‌شود. این اطلاعات برای نظام مالیاتی از ارزش قابل توجهی برخوردار است. با توجه به طبقه‌بندی‌های موجود، هم‌اکنون بیش از ۹۳۰۰ رشته شغلی احصا شده است، اما به‌دلیل کاهش شدید حجم نمونه امکان محاسبه کم‌اظهاری برای تمام این مشاغل وجود ندارد. جدول ۴، لیستی از گروه‌های شغلی را به همراه کم‌اظهاری نسبی آن‌ها ارائه می‌کند. مشاغل مندرج در این جدول از بین دسته مشاغل مختلف به‌دلیل بالاتر بودن فراوانی صاحبان مشاغل و توزیع نسبتاً همسان شغل مورد نظر در دو گروه مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد انتخاب شده‌اند.

بالاترین کم‌اظهاری مربوط به دسته‌های شغلی «کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری» و «قانون‌گذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران» با میزان کم‌اظهاری به‌ترتیب ۳۹/۲ درصد و ۳۴/۸ درصد است. گروه شغلی «کارکنان مشاغل ساده» با میزان کم‌اظهاری ۱۵/۵ درصد، کمترین میزان کم‌اظهاری را به خود اختصاص داده است.

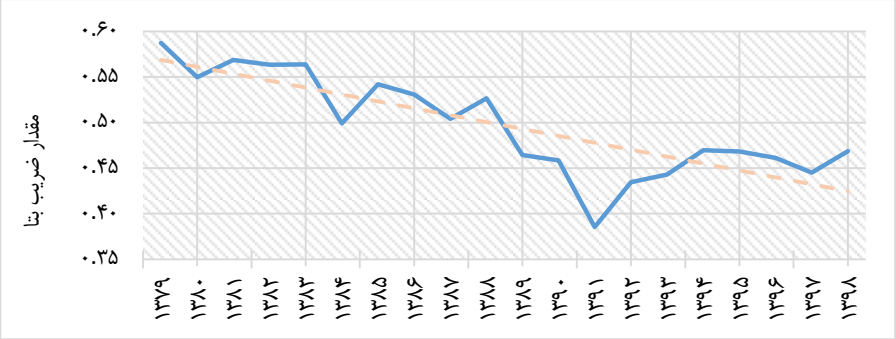
جدول ۴. تخمین میانگین کم‌اظهاری در مشاغل مختلف (به‌صورت میانگین سال‌های ۹۸-۱۳۷۹)

نام شغل	درصد خانوارهای با مشاغل آزاد	میانگین کم‌اظهاری (درصد)	میانگین درآمد سالانه خانوار (میلیون تومان)	تعداد سال‌های تحصیل
قانون‌گذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران	۳۵/۳۵	۳۴/۸۰	۱۱۴/۴۳	۱۳/۳۷
متخصصان (علمی و فنی)	۱۰/۷۵	۲۹/۶۵	۹۱/۷۶	۱۵/۶۲
تکنسین‌ها و کمک متخصصان	۳۱/۹۴	۲۲/۷۲	۶۸/۸۸	۱۰/۹۳
کارمندان امور اداری و دفتری	۳/۴۵	۲۵/۱۵	۶۷/۹۰	۱۱/۶۲
کارکنان خدماتی و فروشندگان	۵۸/۷۳	۲۷/۸۹	۶۰/۵۵	۸/۶۴
کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری	۱۸/۵۹	۳۹/۱۹	۴۳/۳۳	۵/۹۳
صنعتگران و کارکنان مشاغل مربوط	۴۲/۲۲	۲۱/۸۴	۴۸/۸۲	۷/۵۲
متصدیان و مونتاژکاران ماشین‌آلات و دستگاه‌ها و رانندگان	۵۰/۹۹	۱۹/۲۶	۵۱/۶۰	۸/۰۶
کارکنان مشاغل ساده	۱۲/۷۱	۱۵/۵۱	۳۶/۰۳	۵/۷۹

توضیحات: این جدول، نتایج تخمین میانگین کم‌اظهاری در شغل‌های مختلف با استفاده از رابطه ۱۹ به همراه آمار توصیفی مرتبط با هر شغل را نشان می‌دهد. این مشاغل به‌دلیل بالاتر بودن فراوانی صاحبان مشاغل و توزیع نسبتاً همسان شغل مورد نظر در دو گروه مزد و حقوق‌بگیران و مشاغل آزاد انتخاب شده‌اند.

۴-۲- *تفاوت در مقدار کم‌اظهاری در سال‌های مختلف*

به هنگام تخمین کم‌اظهاری با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸میل نهایی به مصرف (β) ثابت در نظر گرفته شده است، اما همان‌طورکه نمودار ۱ نشان می‌دهد با تخمین رابطه ۱۰ به‌صورت جداگانه برای هر سال، به نظر می‌رسد که مقدار تخمین β در طول زمان ثابت نیست. با انجام آزمون معناداری تغییرات β و با توجه به مقدار ۰/۰۰۰۴ به‌دست آمده برای p-value، فرض ثابت بودن میل نهایی به مصرف در طول زمان در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. بنابراین با توجه به تغییرات β در طول زمان، ضروری به نظر می‌رسد مقدار کم‌اظهاری برای سال‌های مختلف به‌صورت مستقل برآورد شود.



نمودار ۱. مقدار پارامتر β حاصل از تخمین رابطه انگل (به‌صورت مجزا برای سال‌های ۹۸-۱۳۷۹)

برای مطالعه رفتار کم‌اظهاری در طول زمان، معادله ۱۰ به‌صورت مجزا برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ تخمین زده می‌شود. خلاصه نتایج به‌دست آمده از رگرسیون رابطه ۱۰ برای تخمین ضرایب متغیرهای لگاریتم درآمد و متغیر مجازی نوع شغل خانوار (که به‌ترتیب با پارامترهای β و γ به‌عنوان پارامترهای مؤثر در اندازه‌گیری مقدار کم‌اظهاری شناخته می‌شود) در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. تخمین رابطه انگل به‌صورت سالانه

سال	میانگین β	میانگین γ	سال	میانگین β	میانگین γ	سال	میانگین β	میانگین γ
۱۳۷۹	۰/۵۸۷ (۰/۰۲۳)	۰/۰۲۱ (۰/۰۱۳)	۱۳۸۵	۰/۵۴۲ (۰/۰۱۵)	۰/۰۶۲ (۰/۰۱۱)	۱۳۹۲	۰/۴۳۵ (۰/۰۱۷)	۰/۰۴۶ (۰/۰۱۰)
۱۳۸۰	۰/۵۵۰ (۰/۰۲۱)	۰/۰۱ (۰/۰۱۲)	۱۳۸۶	۰/۵۳۱ (۰/۰۱۴)	۰/۰۶۶ (۰/۰۱۱)	۱۳۹۳	۰/۴۴۳ (۰/۰۱۵)	۰/۰۴۴ (۰/۰۰۹)
۱۳۸۱	۰/۵۶۹ (۰/۰۱۹)	۰/۰۲۳ (۰/۰۱۱)	۱۳۸۷	۰/۵۰۴ (۰/۰۱۵)	۰/۰۶۴ (۰/۰۱۰)	۱۳۹۴	۰/۴۷۰ (۰,۰۱۴)	۰/۰۴۷ (۰/۰۰۹)
۱۳۸۲	۰/۵۵۶ (۰/۰۲۱)	۰/۰۶۵ (۰/۰۱۲)	۱۳۸۸	۰/۵۲۶ (۰/۰۱۶)	۰/۰۶۸ (۰/۰۱۰)	۱۳۹۵	۰/۴۶۸ (۰/۰۱۳)	۰/۰۴۳ (۰/۰۰۹)
۱۳۸۲	۰/۵۶۳ (۰/۰۲۴)	۰/۰۴۰ (۰/۰۱۲)	۱۳۸۹	۰/۴۶۴ (۰/۰۱۴)	۰/۰۸۲ (۰/۰۱۰)	۱۳۹۶	۰/۴۶۱ (۰/۰۱۳)	۰/۰۴۳ (۰/۰۰۹)
۱۳۸۳	۰/۵۶۴ (۰/۰۲۴)	۰/۰۲۲ (۰/۰۱۲)	۱۳۹۰	۰/۴۵۸ (۰/۰۱۵)	۰/۰۴۲ (۰/۰۰۹)	۱۳۹۷	۰/۴۴۵ (۰/۰۱۳)	۰/۰۴۶ (۰/۰۰۹)
۱۳۸۴	۰/۴۹۹ (۰/۰۲۰)	۰/۰۵۰ (۰/۰۱۱)	۱۳۹۱	۰/۳۸۵ (۰/۰۲۶)	۰/۰۳۴ (۰/۰۱۴)	۱۳۹۸	۰/۴۶۹ (۰/۰۱۳)	۰/۰۳۷ (۰/۰۰۹)

توضیحات: این جدول، نتایج برآورد پارامترهای β (ضریب لگاریتم درآمد) و γ (ضریب متغیر مجازی نوع خانوار) از انجام رگرسیون با روش 2SLS رابطه ۱۰ برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد. مقادیر انحراف استاندارد در داخل پرانتز گزارش شده است.

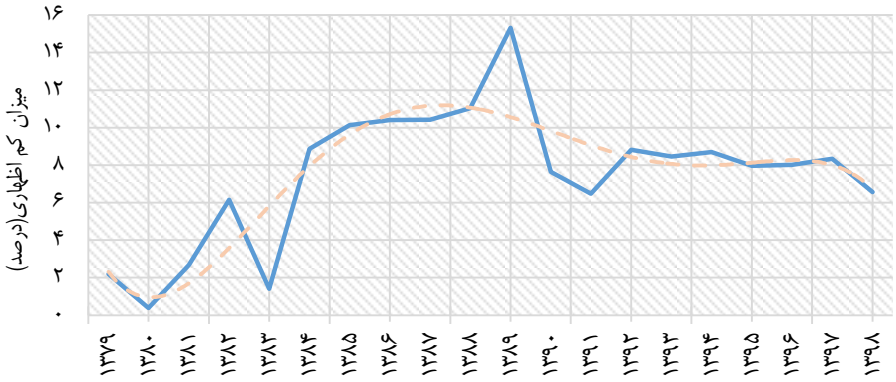
از سوی دیگر، جدول ۶ مقدار واریانس جزء خطا در معادله ۱۱ را برای دو دسته مزد و حقوق‌بگیران و مشاغل آزاد در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ نمایش می‌دهد. هم‌چنان که انتظار می‌رفت مقدار واریانس درآمد در خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر کمتر از خانوارهای با مشاغل آزاد است.

جدول ۶. تخمین واریانس درآمد به‌صورت سالانه

سال	واریانس جزء خطای مشاغل آزاد	واریانس جزء خطای مزد و حقوق‌بگیران	سال	واریانس جزء خطای مشاغل آزاد	واریانس جزء خطای مزد و حقوق‌بگیران
۱۳۷۹	۰/۳۴	۰/۳۱	۱۳۸۹	۰/۳۰	۰/۲۸
۱۳۸۰	۰/۲۹	۰/۲۶	۱۳۹۰	۰/۲۵	۰/۲۳
۱۳۸۱	۰/۳۲	۰/۲۹	۱۳۹۱	۰/۳۵	۰/۳۱
۱۳۸۲	۰/۳۰	۰/۲۹	۱۳۹۲	۰/۳۱	۰/۲۸
۱۳۸۳	۰/۳۲	۰/۲۷	۱۳۹۳	۰/۲۵	۰/۲۳
۱۳۸۴	۰/۲۸	۰/۲۷	۱۳۹۴	۰/۲۱	۰/۱۹
۱۳۸۵	۰/۲۸	۰/۲۷	۱۳۹۵	۰/۲۱	۰/۱۹
۱۳۸۶	۰/۲۹	۰/۲۶	۱۳۹۶	۰/۲۱	۰/۱۹
۱۳۸۷	۰/۳۲	۰/۲۹	۱۳۹۷	۰/۲۴	۰/۲۱
۱۳۸۸	۰/۳۱	۰/۲۸	۱۳۹۸	۰/۲۳	۰/۲۱

توضیحات: جدول ۶، نتایج تخمین واریانس جزء خطای معادله ۱۱ را به‌صورت مجزا برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ جهت تخمین واریانس درآمد خانوارهای مزد و حقوق‌بگیر و مشاغل آزاد نشان می‌دهد. جهت رگرسیون این معادله فرض می‌شود که واریانس جزء خطای معادله ۱۱ تنها دو مقدار می‌گیرد: یکی برای مشاغل آزاد و دیگری برای مزد و حقوق‌بگیران.

براساس مقادیر جداول ۵ و ۶ می‌توان مقدار کم‌اظهاری را برای سال‌های مختلف برآورد کرد. همان‌طورکه نمودار ۲ نشان می‌دهد مقدار کم‌اظهاری مشاغل آزاد نسبت به مزد و حقوق‌بگیران در سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ روند صعودی داشته و بالاترین مقدار کم‌اظهاری مربوط به سال ۱۳۸۹ است. در حالی که طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۸ میزان کم‌اظهاری به‌طور عمده در بازه ۷ تا ۱۱ درصد در نوسان است، در سال ۱۳۸۹ مقدار آن به ۱۵/۳ درصد می‌رسد.



نمودار۲. میانگین کم‌اظهاری خانوارهای مشاغل آزاد (به‌صورت مجزا در سال‌های ۹۸-۱۳۷۹)

۵- نتیجه‌گیری

در این مطالعه، با استفاده از داده‌های بودجه خانوار برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ میانگین کم‌اظهاری درآمد مشاغل آزاد در کشور ایران معادل ۸/۵ درصد درآمد کل این دسته از خانوارها تخمین زده شده است. با توجه به اینکه امکان کم‌اظهاری در بین مزد و حقوق‌بگیران نیز در ایران وجود دارد، مقدار برآورد شده برای کم‌اظهاری بیانگر مقدار نسبی کم‌اظهاری خانوارهای با مشاغل آزاد نسبت به مزد و حقوق‌بگیر است. نتایج نشان داد که مقدار میانگین کم‌اظهاری در گروه‌های مختلف شغلی تفاوت عمده‌ای دارند و مقدار نسبی میانگین کم‌اظهاری در دسته‌های «کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری» و «قانون‌گذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران» بیشتر از سایر گروه‌های شغلی است. هم‌چنین برای درک بهتر رفتار کم‌اظهاری افراد در طول زمان، کم‌اظهاری به‌صورت مستقل برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ برآورد شده که حاکی از روند صعودی آن در طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ است.

منابع

۱. خلعتبری، فیروزه (۱۳۶۹). اقتصاد زیرزمینی، مجله رونق، ۵-۱۱.

۲. زاهدیان، علیرضا (۱۳۹۳). تعدیل خطای کم‌گویی درآمد در برآورد توان پس‌انداز خانوارها به‌وسیله‌ی تحلیل رگرسیونی، مجله‌ی بررسی‌های آمار رسمی ایران، ۱۹-۲۹.

۳. علی‌اکبری صبا، روشنک، زاهدیان، علیرضا و اربابی، مرضیه (۱۳۹۴). روشی برای برآورد خطای اندازه‌گیری درآمد، مجله علوم آماری، ۹ (۱) :۷۷-۱۰۰.
۴. معاونت بررسی‌های استراتژیک نهاد ریاست جمهوری (۱۳۷۶). اقتصاد زیرزمینی در جمهوری اسلامی ایران، مجله بولتن اقتصادی.
5. Andreoni, J., Erard, B., & Feinstein, J. (1998). Tax compliance. *Journal of economic literature*, 36(2), 818-860.
6. Besim, M., & Jenkins, G. P. (2005). Tax compliance: when do employees behave like the self-employed?. *Applied Economics*, 37(10), 1201-1208.
7. Cabral, A. C. G., Gemmell, N., & Alinaghi, N. (2019). Are survey-based self-employment income underreporting estimates biased? New evidence from matched register and survey da*ta. International Tax and Public Finance*, 1-39.
8. Cagan, P. (1958). The demand for currency relative to the total money supply. *Journal of political economy*, 66(4), 303-328.
9. Clotfelter, C. T. (1983). Tax evasion and tax rates: An analysis of individual returns. *The review of economics and statistics*, 363-373.
10. Dilnot, A., & Morris, C. N. (1981). What do we know about the black economy?. *Fiscal Studies*, 2(1), 58-73.
11. Engström, P., & Holmlund, B. (2009). Tax evasion and self-employment in a high-tax country: evidence from Sweden. *Applied Economics*, 41(19), 2419-2430.
12. Feinstein, J. S. (1991). An econometric analysis of income tax evasion and its detection. *The RAND Journal of Economics*, 14-35.
13. Feldman, N. E., & Slemrod, J. (2007). Estimating tax noncompliance with evidence from unaudited tax returns. *The Economic Journal*, 117(518), 327-352.
14. Friedman, M. (1957). Theory of the consumption function. *Princeton: Princeton University Press.*
15. Hanousek, J., & Palda, F. (2006). Problems measuring the underground economy in transition 1. *Economics of Transition*, 14(4), 707-718.
16. Hurst, E., Li, G., & Pugsley, B. (2014). Are household surveys like tax forms? Evidence from income underreporting of the self-employed. *Review of economics and statistics*, 96(1), 19-33.
17. Johansson, E. (2005). An estimate of self-employment income underreporting in Finland. *Nordic Journal of Political Economy*, 31(1), 99-109.

18. Lyssiotou, P., Pashardes, P., & Stengos, T. (2004). Estimates of the black economy based on consumer demand approaches. *The Economic Journal*, 114(497), 622-640.
19. Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior & Social Institutions* No. 2.
20. Pissarides, C. A., & Weber, G. (1989). An expenditure-based estimate of Britain's black economy. *Journal of public economics*, 39(1), 17-32.
21. Rajapakse, S. (2011). Estimation of a complete system of nonlinear Engel curves: further evidence from Box–Cox Engel curves for Sri Lanka. *Applied Economics*, 43(3), 371-385.
22. Schmutz, F. (2018). Income underreporting by the self-employed in Switzerland: An international comparison. FinanzArchiv: *Public Finance Analysis*, 74(4), 481-534.
23. Schneider, F., & Enste, D. H. (2000). Shadow economies: Size, causes, and consequences. *Journal of economic literature*, *38*(1), 77-114.
24. Schuetze, H. (2002). Profiles of tax noncompliance among the self-employed in Canada: 1969-1992. *Canadian Public Policy*, 2419-2430.
25. Slemrod, J. (1985). An empirical test for tax evasion. *The Review of Economics and Statistics*, 232-238.
26. Slemrod, J. (2007). Cheating ourselves: The economics of tax evasion. *The Journal of Economic Perspectives*, 25-48.
27. Tedds, L. M. (2010). Estimating the income reporting function for the self-employed. *Empirical Economics*, 669-687.
28. Thomas, J. (1999). Quantifying the black economy: 'Measurement without theory' yet again. *The Economic Journal*, 381-389.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۹/ ص ۵۵۶-۵۳۷

بررسی اثر متقابل فساد مالی و شاخص‌های جنسیتی: مطالعه موردی منتخبی از کشورهای جهان

DOR:20.1001.1.00398969.1399.55.3.2.7

نعیمه حمیدی[۱]، کریم آذربایجانی[۲*]، مرتضی سامتی[۳]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان) nhamidi66@yahoo.com

۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه اصفهان، k_azarbayjani@ase.ui.ac.ir

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد، اصفهان (خوراسگان)، msameti@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۱/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۶

چکیده

آیا افزایش حضور زنان در دولت منجر به فساد مالی کمتری می‌شود یا فساد مالی از حضور زنان جلوگیری می‌کند؟ آیا این اثرات به اندازه کافی در یک یا هر دو جهت معنی‌دار هستند؟ مقاله حاضر با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی پویا (GMM- SYSTEM) و داده‌های آماری ۸۹ کشور جهان که شامل کشور ایران نیز می‌باشند طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۸ با بررسی ارتباط شاخص‌های فساد مالی و جنسیت به سؤالات فوق پاسخ داده است. نتایج حاصل از سیستم‌های برآوردی حاکی از آن است که نهاد دولت حلقه مفقوده این رابطه و معنی‌دار می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: H11، H12، J08 ، J16 ، J18،O11

واژه‌های کلیدی: فسادمالی، جنسیت، نهادها، دولت، GMM-SYSTEM

*. نویسنده مسئول، شماره تماس □□□□□□□□□□□□

۱- مقدمه

فساد مالی یکی از پدیده‌های مخرب اقتصادی است که قدمت آن در جامعه بشری به بیش از دو هزار سال می‌رسد. اما از سال ۱۹۹۰ به بعد به دلایلی از جمله پررنگ شدن نقش سازمان‌هایی نظیر بانک جهانی[1](WB)، صندوق بین‌المللی پول[2] (IMF) و سازمان شفافیت بین‌الملل[3] (TI) در جهت شناساندن اثرات مخرب این پدیده و تلاش در جهت افزایش اقدامات ضد فسادمالی، آثار و پیامدهای فساد مالی بر اقتصاد توجه بسیاری را به خود جلب کرده است، لذا به‌منظور تبیین استراتژی‌های ضدفسادمالی، مطالعات فراوانی در زمینه شناسایی ریشه‌ها و پیامدهای آن در علوم اقتصادی، روانشناسی و علوم سیاسی صورت گرفته‌است. یکی از این استراتژی‌ها که نتیجه دو مطالعه پیشرو در زمینه جنسیت و فساد مالی در سال ۲۰۰۱ بوده و هم‌چنان نیز مورد تأیید بسیاری از اندیشمندان و تصمیم‌سازان می‌باشد، مبنی بر آن است که «با مشارکت بیشتر زنان در بخش عمومی و سیاست، فساد مالی کاهش می‌یابد». در راستای اثرگذاری این فرضیه در تصمیم‌سازی‌ها، می‌توان به هدف سوم از مجموعه اهداف توسعه هزاره[4] مبنی بر "ارتقاء برابری جنسیتی و توانمندسازی زنان" اشاره کرد.

در این راستا پژوهش حاضر برای اولین بار نهاد دولت را به‌عنوان حلقه مفقوده رابطه بین فساد مالی و جنسیت، معرفی کرده و مورد بررسی قرار داده است. در مقاله حاضر تلاش می‌شود با استفاده از اطلاعات ۸۹ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۱۷- ۲۰۰۸ و با استفاده از تکنیک پانل دیتا گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM- SYSTEM) مبتنی بر روش متغیرهای ابزاری (IV) به بررسی فرضیه‌های زیر پرداخته شود.

فرضیه اول: بین فساد مالی و جنسیت رابطه وجود دارد.

فرضیه دوم: نهادها حلقه اتصال ارتباط بین فساد مالی و جنسیت می‌باشند.

در این راستا از متغیرهای اصلی ادراک فسادمالی[5] CPI و به‌منظور بررسی حساسیت نتایج نسبت به شاخص‌های جنسیتی دو شاخص جنسیتی سازمان توسعه

1. World Bank (WB)
2. International Monetary Fund (IMF)
3. Transparency International (TI)
4. Millennium Development Goals, speci_cally Goal 3 (Promote Gender Equality and Empower Women), the OECD's Gender initiative، or Krook (2009).
5. Corruption Perception Index (CPI)

جهانی استفاده شده است: شاخص توسعه جنسیتی[1] GDI ، شاخص نابرابری جنسیتی[2] GII.

مقاله حاضر از نظر روش تحلیل اسنادی است و از لحاظ هدف، کاربردی می‌باشد. اطلاعات و داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها به روش کتابخانه‌ای گردآوری شده است. این مقاله از پنج بخش تشکیل می‌شود؛ پس از مقدمه، بخش دوم به مرور ادبیات تحقیق اختصاص دارد. در بخش سوم تصریح مدل انجام می‌شود و در بخش چهارم نتایج سیستم‌های برآوردی ارائه می‌شوند. بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- مرور ادبیات تحقیق

گری بیکر[3]، برنده جایزه نوبل اقتصاد، دولت را ریشه اصلی فساد مالی می‌داند و معتقد است که تنها با حذف دولت می‌توان فساد مالی را ریشه‌کن کرد. اما با نگاهی به وضعیت کشورهای کانادا، دانمارک، فنلاند، سوئد و هلند با شفافیت[4] بالا، ملاحظه می‌شود که دولت از اندازه بزرگ‌تری برخوردار است، لذا می‌توان بیان کرد که نحوه عملکرد و چگونگی فعالیت‌های دولتی است که بسیار حائز اهمیت می‌باشد، و فقط حضور دولت مهم نیست (کریمی پتانلار و همکاران، ۱۳۹۰).

لذا می‌توان بیان داشت که فساد مالی نتیجه طبیعی سوءاستفاده از قدرت است. جمله مشهور لرد آکتون[5] که" قدرت، فساد می‌آورد و قدرت مطلق، فساد مطلق" به خوبی بیانگر این موضوع می‌باشد. قدرت دارای، این قابلیت است که مورد سوءاستفاده قرار گیرد. زمانی که استفاده از قدرت توسط نهادهای نماینده حقوق شهروندان کنترل و نظارت نشود، فساد مالی رخ می‌دهد، لذا می‌توان ادعا کرد که اگر چه فساد مالی هم‌چون یک فعل اقتصادی مشاهده می‌شود، اما تا زمانی که نهادهای سیاسی، مراقبت‌ها و کنترل‌های ضروری را اعمال کنند، نمی‌تواند موجودیت یابد (جین[6]، ۲۰۰۱). لذا مطالعات کاربردی و دقیق در رابطه با فساد مالی در جهت تعیین ریشه‌ها و پیامدهای فساد مالی گامی مهم در مهار آن می‌باشد. تحقیقات در رابطه با علل و عوامل

1. Gender Development Index (GDI)
2. Gender Inequality Index (GII)
3. Becker, Gary
4. Transparency
5. John Emerich Edward Dalberg-Acton
6. Jain

بروز فساد مالی طی دهه‌های اخیر با مطالعاتی بر روی رشد اقتصادی، درآمدهای مالیاتی، مخارج دولت، تمرکززدایی، تجارت و سایر متغیرهای کلان اقتصادی گسترش یافته است. این تحقیقات نه تنها در حوزه اقتصاد بلکه در علوم سیاسی و روانشناسی نیز مورد توجه بسیاری قرار گرفته و تا آنجا ادامه یافته که تفاوت جنسیتی نیز به‌عنوان عاملی تأثیرگذار بر فساد مالی مطرح شده است. اقتصاددانان تفاوت رفتار زن و مرد در مقابل فساد مالی را مورد بحث قرار داده و آنچه توجه بسیاری را بر انگیخته است، نتایج برخی تحقیقات مبنی بر اینکه در شرایط مختلف (کوتاه‌مدت و بلندمدت) و در سطوح متفاوت (نمایندگی مجلس، مدیریت بنگاه و حتی سهم نیروی کار معمولی) حضور پررنگ زنان در جامعه سطح فساد مالی را به شکل معنی‌داری کاهش می‌دهد. از دهه ۱۹۷۰ با قوت گرفتن تحلیل‌های جنسیتی در اقتصاد، نشان داده‌شد که «مردان بیش از زنان به منفعت شخصی خود اهمیت می‌دهند و زنان رتبه‌های بالاتری در آزمون‌های درستی و صداقت کسب کرده‌اند» (دالر و همکاران[1]، ۲۰۰۱).

دالر و همکاران[2] (۲۰۰۱) و سوآمی و همکاران[3] (۲۰۰۱)، طی مطالعاتی با استناد به شواهد کمی ارتباط بین فساد مالی و جنسیت را تأیید کرده و بیان داشته‌اند که در زنان به‌دلیل تفاوت‌های رفتاری در شخصیتشان احتمال ارتکاب به رشوه کمتر از مردان می‌باشد. به عبارتی هر دو مطالعه نشان داده‌اند که تشویق هرچه بیشتر زنان به مشارکت در سیاست می‌تواند به نفع جامعه باشد. گراو و همکاران[4](۲۰۱۱)، استانداردهای اخلاقی بالاتر در زنان و تمایل بیشتر آنان به رفاه عمومی را دلیل ارتکاب کمتر آنها به فساد مالی می‌دانند. هم‌چنین می‌توان تمایل به ارتکاب در اقدامات فاسد را مربوط به‌میزان ریسک‌گریزی زنان و مردان در ارتکاب به اقدامات فساد مالی دانست. به‌طوری‌که زنان نسبت به مردان ریسک‌گریزتر بوده و در نتیجه کمتر دچار مصادیق فساد مالی می‌شوند (ایکل و فوربورن[5]، ۲۰۱۵). دلایل گوناگونی برای توضیح آن مطرح شده‌ا ست، برخی از محققان بر این عقیده‌اند که چون فعالیت‌های فاسد همیشه با خطر برملا شدن و مجازات شدن همراه است، لذا زنان برای کاهش ریسک، کمتر به فساد ترغیب می‌شوند. دلیل دیگری که مطرح می‌شود این است که زنان نسبت به مردان دیرتر وارد بازار کار و

1. Dollar, D., Fisman, R., & Gatti, R.
2. Dollar et al.
3. Swamy et al.
4. Grove et al
5. Eckel and Fullbrunn

سیاست شده‌اند و به‌دلیل این حضور با تأخیر است که آنان هنوز با شبکه‌های فساد مالی و نحوه انجام فساد مالی آشنایی ندارند. در نتیجه کمتر وارد گروه‌های فساد مالی و اداری شده‌اند. که البته ممکن است با گذر زمان و آشنایی زنان با شبکه‌های فسادمالی، آنان نیز در ارتکاب جرم مانند مردان عمل کنند که در نتیجه این مطالعات، شانس زنان در مشارکت‌های سیاسی و موقعیت‌های دولتی و حتی پلیس افزایش یافته است.

در مقابل مطالعاتی که سعی در توجیه پاکدامنی زنان از فساد مالی و ارائه دلایلی منطقی در تأیید آن داشته‌اند. برخی محققان بر این باور هستند که مشارکت بیشتر زنان در عرصه‌های سیاسی توسط نظام مردمی و در سایه دمکراسی صورت می‌پذیرد که خود سبب افزایش برابری جنسیتی و بهبود خدمات دولتی می‌گردد. که نتیجه آن کاهش فساد مالی می‌باشد و در حقیقت افزایش کارایی حاکمیت است که فساد مالی را کاهش می‌دهد (ریواس[1]، ۲۰۰۸).

نظر به اینکه نابرابری جنسیتی تأثیر منفی و عمیقی بر رشد و توسعه جامعه دارد و تقریباً نیمی از جمعیت جامعه را از دخالت در توسعه باز می‌دارد، لذا با محدود کردن توانایی زنان در مطالبه حقوقشان، فساد مالی می‌تواند بر ارتقا نابرابری جنسیتی و کاهش توانمندسازی زنان تأثیرگذار باشد. ادبیات اخیر در حوزه اقتصاد حاکی از یک بعد بسیار مهم‌تر، مبنی بر اثرات نامتناسب فساد مالی بر زنان است که این امر بیشتر در وضعیت "دولت شکننده[2]" خود را نشان می‌دهد، لذا با بررسی اثرات متقابل فساد مالی و نابرابرای جنسیتی و با در نظر گرفتن علل و عوامل آن به‌ویژه نقش نهادها می‌توان یک استراتژی درست و کارا برای مهار فساد مالی در کشورها پیشنهاد کرد. در این زمینه مطالعاتی در داخل و خارج از کشور انجام شده‌است از جمله ایساری و چریلو[3] (۲۰۱۳)، دبسکی و جتر[4] (۲۰۱۵)، برین و همکاران [5](۲۰۱۶) و در داخل کشور صمیمی و حسینمردی (۲۰۱۱) و کریمی پتانلار و نباتی (۲۰۱۸)، که هر یک از مطالعات به نتایج ارزشمندی در راستای مطالعه دالر و همکاران (۲۰۰۰) دست یافته و نشان می‌دهند که حضور پررنگ زنان در عرصه‌های سیاست و اقتصاد منجر به کاهش قابل توجهی در میزان ارتکاب به مصادیق فساد مالی خواهد شد. در ادبیات این حوزه مطالعات ذیل با

1. Rivas
2. Fragile State
3. Esarey & Chirillo
4. Debski & Jetter
5. Breen, et al

رویکردی مشابه مقاله حاضر از نظر نهادی به تحلیل پرداخته‌اند که به آنها اشاره شده است.

سانگ[1] (۲۰۱۲)، در تحقیقی با عنوان "زنان در دولت، فساد عمومی و لیبرال دموکراسی: تحلیل پانل"، حضور زنان به شکل عادلانه‌تر و با تعداد بیشتر در دولت و سیاست به معنای وجود سیستم و نظام عادلانه‌تر و دموکراتیک‌تری است که چنین امکانی را فراهم کرده و همین نظام عادلانه‌تر است که موجب کاهش فساد می‌شود نه درستکارتر بودن زنان نسبت به مردان. در واقع به عقیده او وقتی در یک نظام زنان بیشتری را به کار می‌گیرد نشان‌دهنده وجود یک نظام لیبرال دموکراسی است. در این تحقیق از روش داده‌های تابلویی برای ۲۰۴ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۰۴ -۱۹۹۸ استفاده شده‌است. در این تحقیق با استفاده از چهار شاخص از شش شاخص حکمرانی‌های به‌عنوان شاخص معرف لیبرال دموکراسی و دو متغیر وابسته یکی شاخص کنترل فساد و دیگری تفاوت شاخص کنترل فساد در دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۸ می‌باشد, همچنین متغیرهای مستقل شامل درصد زنان در مجلس قانون‌گذار و درصد زنان در وزرای کابیه و درصد تغییر این دو متغیر بین سال‌های ۲۰۰۴ -۱۹۹۸ به‌عنوان شاخص معرف زنان در دولت در نظر گرفته می‌شود. در این تحقیق از سیزده متغیر کنترل استفاده شده است که شامل: درآمد ملی سرانه، تجارت خارجی به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی, امید به زندگی در بدو تولد، اندازه نسبی جمعیت زنان, تراکم جمعیت, ثبات سیاسی, فساد در ۱۹۹۸ و درصد تغییرات همه متغیرهای فوق به جز فساد برای دوره ۲۰۰۴ -۱۹۹۸، به‌عنوان متغیرهای کنترل استفاده شده است. در این تحقیق علاوه بر موارد فوق نشان داده شد که نه میزان حضور زنان در دولت و نه تغییر در آن هیچ تأثیری بر شیوع و روند کوتاه‌مدت فساد مالی ندارد. اما قدرت نهادهای لیبرال و تغییر مثبت در آنها (افزایش در آن), پیش‌بینی می‌شود که هم بر شیوع و هم روند فساد مالی تأثیرگذار باشد.

در مطالعه‌ای با عنوان "سیاستمداران زن، نهادها و ادراک فساد مالی" توسط بانز و بیولی[2] (۲۰۱۸)، نظریه مرسوم در رابطه با زنان مبنی بر اینکه زنان کمتر از مردان درگیر مصادیق فساد مالی می‌باشند، به‌صورت تجربی با آزمایش و نظرسنجی به چالش کشیده شده و نتایج نشان می‌دهد که زنان چندان هم صادق نبوده و در نهادهای سیاسی

1. Hung-En Sung
2. Barnes and Beaulieu

به‌حاشیه رانده شده‌اند و چون نسبت به مردان در نظارت‌های نهادی ریسک‌گریزتر و مقیدترند این‌طور استنباط می‌شود که زنان کمتر مرتکب فساد مالی می‌شوند. اما زمینه‌های نهادی که زنان در آن فعال می‌باشند می‌تواند به فهم این باور رایج کمک کند که چرا مردم زنان را نسبت به مردان کمتر درگیر مصادیق فساد مالی می‌دانند.

مطالعه ایساری و شوئنت بایر (۲۰۱۹)، با عنوان" برآورد رابطه علی بین نمایندگی زنان در دولت و فسادمالی"، در حوزه علوم سیاسی نیز به بررسی رابطه علی بین نمایندگی زنان و فساد مالی پرداخته است. در این تحقیق با استفاده از داده‌های ۷۶ کشور تقریباً دموکراتیک برای سال‌های ۲۰۱۰- ۱۹۹۰ با مدل متغیرهای ابزاری (IV)[1]، به بررسی رابطه علیتی بین فساد مالی و نمایندگی زنان در پارلمان می‌پردازد. در این راستا از ابزارهای ثبت‌نام زنان در آموزش متوسطه[2] و سهم زنان در نیروی کار[3] به‌عنوان ابزارهایی که در اثرگذاری نمایندگی زنان بر فساد مالی مؤثر هستند و ابزارهای تقسیم‌بندی قوم‌شناسی[4] و ثبات سیاسی[5] به‌عنوان ابزارهای اثر گذار فساد مالی بر نمایندگی زنان استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که نمایندگی زنان به‌طور قابل توجه و معنی‌داری فساد مالی را کاهش داده و فساد مالی نیز موجب کاهش معنی‌دار مشارکت زنان در دولت می‌شود. در این مطالعه از دو شاخص درک فساد مالی و راهنمای بین‌المللی ریسک کشورها به‌عنوان شاخص‌های فساد مالی استفاده شده است و به‌عنوان شاخص‌های معرف جنسیت، از شاخص‌های نسبت ثبت‌نام ناخالص زنان در مقطع متوسطه[6]، نسبت کل زنان به‌عنوان نیروی کار استفاده شده است.

در نهایت باهر و شارون[7] (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای با عنوان "آیا زنان و مردان درک متفاوتی از فساد مالی دارند؟ تفاوت جنسیتی در نیاز یا حرص به فسادمالی" با یک نظرسنجی از قریب به ۸۰ هزار نفر در اتحادیه اروپا نشان داده‌اند که زنان بیشتر از مردان درک کرده‌اند که فساد مالی بیشتر ناشی از نیاز به فساد مالی است تا حرص به فساد مالی. به عبارتی آنچه منجر به ارتکاب فساد مالی از طرف زنان می‌شود نیاز به فساد مالی و از سوی مردان بیشتر حرص به فساد مالی می‌باشد. هم‌چنین نشان داده‌اند

1. Instrumental Variable Model
2. Female enrollment in secondary education
3. The proportion of women in the labor force
4. Ethnolinguistic fractionalization
5. Political stability
6. The gross enrollment ratio of females in secondary school
7. Bauhr and Charron

که عوامل مهمی از جمله نقش اجتماعی و تجارب زندگی می‌تواند در درک انواع مختلف فساد مالی توسط زنان و مردان تأثیرگذار باشد.

در مقایسه با مطالعات دیگر مقاله حاضر به لحاظ استفاده از شاخص‌های جنسیتی و انتخاب شاخص فساد مالی و ابزارهای معرف نهاد دولت نسبت به سایر مطالعات متفاوت می‌باشد.

۳- تصریح مدل

مقاله حاضر با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM- SYSTEM)، مبتنی بر روش متغیرهای ابزاری (IV) در پی آزمون دو فرضیه زیر می‌باشد:

فرضیه اول: بین فساد مالی و جنسیت رابطه وجود دارد.

فرضیه دوم: نهادها حلقه اتصال ارتباط بین فساد مالی و جنسیت می‌باشند.

در این راستا از شاخص ادراک فسادمالی[1](CPI) به‌منظور ارزیابی میزان شفافیت اقتصادی استفاده شده است. شاخص ادراک فساد مالی متعلق به بازه صفر تا ۱۰۰ بوده و شاخصی است ذهنی که هرساله توسط سازمان بین‌المللی شفافیت[2] (TI) محاسبه و منتشر می‌شود. در این شاخص مقدار عددی بزرگ‌تر بیانگر فساد مالی کمتر و شفافیت بیشتر است. به‌منظور بررسی حساسیت نتایج نسبت به انتخاب شاخص‌های جنسیتی، از دو شاخص جنسیتی استفاده شده‌است. شاخص توسعه جنسیتی[3](GDI) و شاخص نابرابری جنسیتی[4] (GII) شاخص‌هایی ترکیبی بوده که هرساله توسط سازمان برنامه توسعه ملل متحد[5] (UNDP)، منتشر می‌شوند. از نظر عددی این دو شاخص بین صفر و یک بوده و هرچه به یک نزدیکتر شوند بیانگر توسعه جنسیتی بیشتر و نابرابری جنسیتی بیشتر می‌باشند. جدول (۱) بیانگر ویژگی‌های آماری متغیرهای سیستمی می‌باشد که ملاحظه می‌گردد واریانس مقطعی بین کشوری بیشتر از واریانس سری زمانی می‌باشد، به‌عبارتی شناسایی ضرایب از محل تفاوت‌های بین کشوری است.

1. Corruption Perception Index
2. Transparency International (TI)
3. Gender development Index (GDI)
4. Gender Inequality Index (GII)
5. United Nations Development Programme (UNDP)

جدول ۱. ویژگی‌های آماری متغیرهای سیستمی

متغیر	میانگین		انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم	مشاهدات
ادراک فساد مالی (CPI)	۴/۷۰		۲/۰۵	۱/۸	۹/۵	۸۹۰
			۲/۰۳	۲/۰۶	۹/۱۵	۸۹
			۰/۳۲	۳/۴۷	۵/۵۷	۱۰
کنترل فساد مالی (CCI)	۰/۱۷	Overall	۱/۰۱	-۱/۴	۲/۴۵	۸۹۰
		Between	۱/۰۱	-۱/۳۵	۲/۳۲	۸۹
		within	۰/۱۲	-۰/۲۳	۰/۷۱	۱۰
توسعه جنسیتی (GDI)	۰/۹۵	Overall	۰/۰۶	۰/۷۱	۱/۰۴	۸۹۰
		Between	۰/۰۶	۰/۷۳	۱/۰۳	۸۹
		within	۰/۰۱	۰/۹۲	۰/۹۸	۱۰
نابرابری جنسیتی (GII)	۰/۳۳	Overall	۰/۱۸	۰/۰۴	۰/۶۸	۸۹۰
		Between	۰/۱۸	۰/۰۴	۰/۶۸	۸۹
		within	۰/۰۲	-۰/۰۰۲	۰/۴۷	۱۰

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم افزار stata

به‌منظور بررسی نقش نهاد دولت به‌عنوان عامل اثرگذار در ارتباط فساد مالی و جنسیت، با رویکرد متغیرهای ابزاری (IV)، متغیرهایی به این منظور و به‌عنوان ابزار در نظر گرفته شده‌اند. ابزارهای مورد استفاده به‌منظور بررسی حساسیت مدل به انتخاب ابزار و جهت تقویت مدل، به دو دسته تقسیم شده‌اند.

گروه اول از ابزارها، شش شاخص حکمرانی خوب[1] که با موضوع کیفیت حکمرانی است و به‌عنوان نماینده‌ای از عملکرد دولت در نظر گرفته شده است و هر ساله توسط بانک جهانی برای بیشتر کشورهای جهان محاسبه و منتشر می‌شوند و عبارتند از:

- شاخص حق اظهار نظر و پاسخگویی[2]
- شاخص ثبات سیاسی[3]
- شاخص اثربخشی دولت[4]
- شاخص کیفیت قوانین و مقررات[5]

1. Governance data
2. Voice and Accountability (VA)
3. Political Stability and Absence of Violence/Terrorism (PS)
4. Government Effectiveness (GE)
5. Regulatory Quality (RQ)

- شاخص حاکمیت قانون[۱]
- شاخص کنترل فساد[۲]

گروه دوم از ابزارها، شاخص‌های بنیاد فریزر[۳] می‌باشند که همانند شاخص حکمرانی خوب به بررسی عملکرد دولت می‌پردازند، لذا شناسای نقش نهاد دولت می‌باشند و عبارتند از:

- اندازه دولت[۴]
- ساختار قانونی و امنیت حقوق مالکیت[۵]
- دسترسی به پول سالم[۶]
- آزادی تجارت خارجی[۷]
- مقررات[۸]

و در نهایت شاخص‌های توسعه انسانی[۹](HDI)، توسعه فناوری اطلاعات[۱۰](IDI) و رشد اقتصادی[۱۱] (تولید ناخالص داخلی سرانه) به‌عنوان شاخص‌هایی که بر بهبود هر یک از دو جنبه مقاله حاضر یعنی جنسیت و فساد مالی مؤثر بوده و به هر دو گروه اضافه شده‌اند، در نظر گرفته شده‌است. اطلاعات آماری این سه شاخص به‌ترتیب از پایگاه‌های گزارش توسعه انسانی سازمان توسعه ملل متحد[۱۲](HDR)، اتحادیه جهانی مخابرات[۱۳] (ITU) و بانک جهانی (WB) استخراج شده‌است.

با توجه به ادبیات موضوع و هدف از پژوهش که تبیین رفتار جنسیتی انسانها در قالب نهادها می‌باشد، سیستم‌های ذیل جهت بررسی ارتباط بین شاخص فساد مالی و شاخص‌های جنسیتی با در نظر گرفتن ابزارهای نهادی تصریح شده‌اند. به‌طورکلی در پژوهش حاضر، سیستم‌های مورد بررسی با توجه به ابزارها به دو گروه دوتایی A مربوط به ابزارهای حکمرانی خوب و B مربوط به ابزارهای بنیاد فریزر تقسیم می‌شوند:

---

1. Rule of Law (RL)
2. Control of Corruption (CCI)
3. Fraser Institute
4. Size of Government (SOG)
5. Legal System and Property Rights (LSPR)
6. Sound Money (SM)
7. Freedom to Trade Internationally (EFW)
8. Regulation (REG)
9. Human Development index (HDI)
10. ICT Development Index (IDI)
11. Economic Growth
12. Human Development Report (HDR)
13. International Telecommunication Union (ITU)

$$(1)\text{Corruption Index} = (\text{lag Corruption Index. Gender Index})$$
$$(2)\text{Gender Index} = (\text{lag Gender Index. Corruption Index}) \quad (۱)$$

در این راستا گروه اول از سیستم‌ها، با متغیرهای اصلی شاخص ادراک فساد مالی (CPI) و توسعه جنسیتی (GDI)، به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\text{CPI} = \text{C}(1) + \text{C}(2)\text{CPI}(-1) + \text{C}(3)\text{GDI}$$
$$\text{GDI} = \text{C}(4) + \text{C}(5)\text{GDI}(-1) + \text{C}(6)\text{CPI}$$
$$\text{IV(A)}: = \text{RQ, RL , VA, GE, PS, CCI, IDI, GDP, HD} \quad (۲)$$
$$\text{IV(B)}: = \text{LSRP, REG, SM, EFW, SOG, IDI, GDP, HDI}$$

لازم به ذکر است تنها به‌منظور تصریح مدل، وقفه اول متغیر وابسته در سمت راست معادلات در نظر گرفته شده و وقفه اصلی در نتایج برآوردی مدل در جداول مشخص شده‌است.

به‌منظور تقویت مدل و اطمینان از نتایج مورد بررسی یکبار دیگر سیستم فوق با شاخص نابرابری جنسیتی (GII)، تخمین زده شده که به‌صورت معادله (۳) تصریح می‌شود:

$$\text{CPI} = \text{C}(1) + \text{C}(2)\text{CPI}(-1) + \text{C}(3)\text{GII}$$
$$\text{GII} = \text{C}(4) + \text{C}(5)\text{GII}(-1) + \text{C}(6)\text{CPI} \quad (۳)$$
$$\text{IV(A)}: = \text{RQ, RL , VA, GE, PS, CCI, IDI, GDP, HDI}$$
$$\text{IV(B)}: = \text{LSRP, REG, SM, EFW, SOG, IDI, GDP, HDI}$$

با توجه به مبانی نظری، انتظار می‌رود در حضور نهاد دولت، با افزایش شفافیت (افزایش شاخص ادراک فسادمالی)، شاخص توسعه جنسیتی، افزایش و شاخص نابرابری جنسیتی کاهش یابد.

۴- برآورد مدل

نظر به اینکه مقاله حاضر برآورد سیستمی بر پایه روش داده‌های تابلویی پویا می‌باشد. قبل از برآورد سیستم‌ها، به‌منظور اطمینان از نبود رگرسیون کاذب یا اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها آزمون هم‌انباشتگی[1] انجام شده است. با استفاده از آزمون کائو و سطح احتمال به‌دست آمده فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت بین متغیرها رد شده و فرضیه مقابل مبنی بر وجود رابطه بلندمدت تأیید شده است، لذا مشکل رگرسون کاذب وجود نداشته است. از سویی طبق مبانی اقتصاد، مدل مقاله حاضر به‌طور دقیق شناسا بوده و می‌توان تخمین‌های منحصر به فردی را برای هر یک از

1. Cointegration Test

ضرایب به‌دست آورد. هم‌چنین به‌منظور بررسی اثر کشورها (مقاطع)، سه گروه کشورهای با درآمد بالا، با درآمد متوسط و با درآمد پایین نیز مورد بررسی قرار گرفته‌اند. در جدول (۲)، (۳)، (۴) و (۵)، نتایج برآورد سیستم‌هایی ارائه شده‌است که به‌طور همزمان با حضور نهاد دولت، به بررسی رابطه شاخص ادراک فساد مالی با توسعه جنسیتی و نابرابری جنسیتی می‌پردازد[۱].

نتایج سیستم‌های (۲) که به برآورد ارتباط بین متغیرهای ادراک فساد مالی و توسعه جنسیتی پرداخته‌اند. در جدول (۲)، ارائه شده‌است. نتایج سیستم گروه IV(A) که در حضور ابزارهای نهادی حکمرانی خوب برآورد شده‌است حاکی از آن است که توسعه جنسیتی و شاخص ادراک فسادمالی[۲] رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار دارند، به‌گونه‌ای که با هر واحد افزایش در شاخص توسعه جنسیتی، شاخص ادراک فساد مالی ۰/۴۹ افزایش می‌یابد که با توجه به مفهوم شاخص ادراک فسادمالی، به این معنی است که با افزایش توسعه جنسیتی، شفافیت اقتصادی افزایش می‌یابد. هم‌چنین با یک واحد افزایش در شاخص فساد مالی (افزایش شفافیت اقتصادی)، شاخص توسعه جنسیتی ۰/۰۰۳ بالا می‌رود.

با طبقه‌بندی کشورها از لحاظ درآمدی طبق استاندارد بانک جهانی، در کشورهای با درآمد بالا، کشورهای با درآمد متوسط و درآمد پایین نیز نتایج مشابهی ملاحظه شده‌است.

از سویی نتایج در سیستم گروه IV(B)، که با حضور ابزارهای نهادی بنیاد فریزر برآورد شده‌است، مشابه نتایج سیستم گروه IV(A) می‌باشد، به‌طوری‌که با یک واحد افزایش در شاخص ادراک فساد مالی (افزایش شفافیت اقتصادی)، شاخص توسعه جنسیتی ۰/۱۸ افزایش یافته و در مقابل، با یک واحد افزایش در شاخص توسعه جنسیتی، شاخص ادراک فساد مالی ۰/۴۹ افزایش می‌یابد، به عبارتی افزایش شفافیت اقتصادی درپی افزایش توسعه جنسیتی نتیجه شده که نتایج فوق با بررسی یه گروه درآمدی از کشورها نیز تأیید شده است.

---

۱. در مطالعه حاضر به‌ترتیب با استفاده از آزمون‌های او و هاسمن به این نتیجه رسیده‌ایم که مدل حاضر پانل از نوع فیکس افکت می‌باشد.

۲. شاخص ادراک فساد مالی عددی بین ۱ تا ۱۰ می‌باشد، که هرچه به سمت ۱۰ میل کند، بیانگر شفافیت بیشتر می‌باشد.

لذا می‌توان نتیجه‌گرفت، همان‌طورکه انتظار می‌رفت شاخص‌های ادراک فساد مالی و توسعه جنسیتی در حضور شاخص‌های نهادی معرف عملکرد دولت، دارای رابطه‌ای مثبت و علیتی بوده و نتایج به انتخاب ابزارهای نهادی حساس نمی‌باشد.

جدول ۲. ارتباط شاخص ادراک فساد مالی و توسعه جنسیتی در حضور ابزارهای حکمرانی خوب

متغیر وابسته، شاخص ادراک فسادمالی				
متغیر	ضریب تخمینی			
	کشورهای جهان	کشورهای با درآمد بالا	کشورهای با درآمد متوسط	کشورهای با درآمد پایین
CPI (-2)	۰,۹۶ (۰,۰۰)	۰,۹۶ (۰,۰۰)		۰,۸۴ (۰,۰۰)
CPI (-3)			۰,۹۶ (۰,۰۰)	
GDI	۰,۴۹ (۰,۰۲)	۰,۱۵۲ (۰,۰۷)	۰,۴۴ (۰,۰۰)	۰,۲۸ (۰,۰۴)
عدد ثابت	-۰,۰۰۱ (۰,۰۱)	-۱,۱۹ (۰,۱۶)	۰,۲۸ (۰,۱۵)	۰,۳ (۰,۰۳)
D.W	۱,۲۱	۱,۱۴	۱,۰۵	۱,۵۰
متغیر وابسته، شاخص توسعه جنسیتی				
GDI (-2)	۰,۹۵ (۰,۰۰)	۰,۹۳ (۰,۰۰)		۰,۹۴ (۰,۰۰)
GDI (-3)			۰,۹۴ (۰,۰۰)	
CPI	۰,۰۰۳ (۰,۱۲)	۰,۰۰۱ (۰,۰۴)	۰,۰۰۱ (۰,۰۱)	۰,۰۰۴ (۰,۰۰)
عدد ثابت	۰,۰۵ (۰,۰۰)	۰,۰۷ (۰,۰۰)	۰,۰۶ (۰,۰۰)	۰,۰۵ (۰,۰۰)
D.W	۱,۲۷	۱,۰۳	۰,۷۱	۱,۳۴
J- statistic	۰,۳۰	۰,۳۸	۰,۳۳	۰,۸۸

منبع: یافته‌های تحقیق

*مقادیر داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال (prob) می‌باشند.

* حروف اختصاری معرف متغیرهای سیستمی می‌باشند: شاخص ادراک فساد مالی (CPI)، شاخص توسعه جنسیتی (GDI)

جدول ۳. ارتباط شاخص ادراک فساد مالی و توسعه جنسیتی در حضور ابزارهای بنیاد فریزر

متغیر وابسته، شاخص ادراک فسادمالی				
متغیر	ضریب تخمینی			
	کشورهای جهان	کشورهای با درآمد بالا	کشورهای با درآمد متوسط	کشورهای با درآمد پایین
CPI (-2)	۰,۹۶ (۰,۰۰)	۰,۹۴ (۰,۰۰)		۰,۷۴ (۰,۰۰)
CPI (-3)			۰,۹۲ (۰,۰۰)	
GDI	۰,۴ (۰,۰۷)	۱,۳۹ (۰,۱۳)	۰,۴۵ (۰,۰۰)	۰,۵۱ (۰,۰۶)
عدد ثابت	-۰,۱۲ (۰,۵۶)	۰,۰۵ (۰,۰۱)	۰,۳۹ (۰,۱۲)	۰,۴۴ (۰,۱۲)
D.W	۱,۲۱۴	۱,۱۲۵	۱,۰۵	۱,۳۷
متغیر وابسته، شاخص توسعه جنسیتی				
GDI (-1)	۰,۹۷ (۰,۰۰)			
GDI (-2)		۰,۹۳ (۰,۰۰)		۰,۹۴ (۰,۰۰)
GDI (-3)			۰,۹۴ (۰,۰۰)	
CPI	۰,۱۸ (۰,۰۷)	۰,۰۰۱ (۰,۰۴)	۰,۰۰۱ (۰,۰۳)	۰,۰۰۵ (۰,۰۰)
عدد ثابت	۰,۰۳ (۰,۰۰)	۰,۰۷ (۰,۰۰)	۰,۰۶ (۰,۰۰)	۰,۰۵ (۰,۰۰)
D.W	۲,۴۵۵	۱,۰۳۳	۰,۷۱	۱,۳۷
J- statistic	۰,۳۰۸	۰,۳۴۹	۰,۳۴	۰,۷۸

منبع: یافته‌های تحقیق

*مقادیر داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال (prob) می‌باشند.

* حروف اختصاری معرف متغیرهای سیستمی می‌باشند: شاخص ادراک فساد مالی (CPI)، شاخص توسعه جنسیتی (GDI)

در دو جدول (۴) و (۵)، نتایج برآورد سیستم‌های شماره (۴) مربوط به شاخص نابربری جنسیتی و شاخص ادراک فسادمالی گزارش شده است.

جدول ۴. ارتباط شاخص ادراک فساد مالی و نابرابری جنسیتی در حضور ابزارهای حکمرانی خوب

متغیر وابسته، شاخص ادراک فسادمالی				
متغیر	ضریب تخمینی			
	کشورهای جهان	کشورهای با درآمد بالا	کشورهای با درآمد متوسط	کشورهای با درآمد پایین
CPI (-2)	۰,۹۳ (۰,۰۰)	۰,۹۱ (۰,۰۰)	۰,۸۸ (۰,۰۰)	۱,۰۴ (۰,۰۰)
GII	-۰,۴۱ (۰,۰۰)	-۰,۵۰ (۰,۰۰)	-۰,۰۲ (۰,۰۰)	-۰,۹۹ (۰,۱۵)
عدد ثابت	۰,۵۱ (۰,۰۰)	۰,۶۶ (۰,۰۰)	۰,۴۸ (۰,۰۰)	۰,۵۳ (۰,۰۴)
D.W	۱,۱۹۷	۱,۲۵۹	۱,۱۴	۱,۶۱
متغیر وابسته، شاخص نابرابری جنسیتی				
GII (-1)	۰,۹۹ (۰,۰۰)			
GII (-2)		۰,۹۵ (۰,۰۰)	۰,۹۷ (۰,۰۰)	۱,۰۷ (۰,۰۰)
CPI	-۰,۰۰۱ (۰,۰۰)	-۰,۰۰۱ (۰,۰۰)	-۰,۰۲ (۰,۰۷)	-۰,۰۱ (۰,۰۰)
عدد ثابت	۰,۰۰۲ (۰,۱۷)	۰,۰۱ (۰,۰۷)	۰,۲۹ (۰,۰۰)	-۰,۰۲ (۰,۰۰)
D.W	۱,۶۱۵	۱,۲۳۱	۱,۱۳	۰,۸۵
J- statistic	۰,۲۸۴	۰,۴۱۴	۰,۳۲	۰,۷۷

منبع: یافته‌های تحقیق

*مقادیر داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال (prob) می‌باشند.

* حروف اختصاری معرف متغیرهای سیستمی می‌باشند: شاخص ادراک فساد مالی (CPI)، شاخص نابرابری جنسیتی (GII)

نتایج برآورد سیستم‌ها با گروه IV(A)، گویای رابطه‌ای منفی و معنی‌دار بین شاخص‌های ادراک فسادمالی و نابرابری جنسیتی است، به‌طوری‌که با یک واحد افزایش در شاخص نابرابری جنسیتی، شاخص ادراک فسادمالی ۰/۴۱ کاهش یافته، که به معنی

کاهش در شفافیت از منظر ادراک عمومی فسادمالی است. از سویی با یک واحد افزایش در شاخص ادراک فسادمالی یعنی حرکت به سمت شفافیت، با احتمال ۹۹٪، نابرابری جنسیتی به میزان ۰/۰۰۱ واحد کاهش می‌یابد. در مقابل نیز نتایج برآوردی در گروه IV(B)، که با حضور ابزارهای بنیاد فریزر است، مشابه نتایج با حضور شاخص‌های حکمرانی خوب می‌باشد.

همچنین با تفکیک اثر کشورها از نظر درآمدی ملاحظه می‌شود که نتایج با اطمینان بالایی مؤید اثر منفی و معنی‌دار فساد مالی و نابرابری جنسیتی بر یکدیگر می‌باشند.

جدول ۵. ارتباط شاخص ادراک فساد مالی و نابرابری جنسیتی در حضور ابزارهای بنیاد فریزر

متغیر وابسته، شاخص ادراک فسادمالی				
متغیر	ضریب تخمینی			
	کشورهای جهان	کشورهای با درآمد بالا	کشورهای با درآمد متوسط	کشورهای با درآمد پایین
CPI (-2)	۰,۹۲ (۰,۰۰)	۰,۹۳ (۰,۰۰)	۰,۹۸ (۰,۰)	۱,۰۷ (۰,۰۰)
GII	-۰,۴۷ (۰,۰۰)	-۰,۳۷ (۰,۰۵)	-۰,۰۱ (۰,۱)	-۱,۱۱ (۰,۱۵)
عدد ثابت	۰,۵۸ (۰,۰۰)	۰,۵۷ (۰,۰۰)	۰,۱۹ (۰,۰۳)	۰,۴۸ (۰,۰۵)
D.W	۱,۱۸۵	۱,۱۰۵	۱,۲۱	۱,۶۷
متغیر وابسته، شاخص نابرابری جنسیتی				
GII (-2)	۰,۹۸ (۰,۰۰)	۰,۹۵ (۰,۰۰)	۰,۹۸ (۰,۰۰)	۱,۰۵ (۰,۰۰)
CPI	-۰,۰۰۱ (۰,۰۱)	-۰,۰۰۱ (۰,۰۰)	-۰,۰۳ (۰,۰۰)	-۰,۰۰۵ (۰,۰۱)
عدد ثابت	۰,۱۷ (۰,۰۸)	۰,۰۱ (۰,۰۳)	-۰,۳۳ (۰,۰۰)	-۰,۰۰۲ (۰,۰۰)
D.W	۱,۰۹۵	۱,۱۷۳	۱,۱۴	۰,۷۷
J- statistic	۰,۲۵۱	۰,۳۲۶	۰,۳۱	۰,۷۲

منبع: یافته‌های تحقیق

*مقادیر داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال (prob) می‌باشند.

* حروف اختصاری معرف متغیرهای سیستمی می‌باشند: شاخص ادراک فساد مالی (CPI)، شاخص نابرابری جنسیتی (GII)

نتایج برآورد سیستم‌ها با گروه IV(A)، گویای رابطه‌ای منفی و معنی‌دار بین شاخص‌های ادراک فساد مالی و نابرابری جنسیتی است. به‌طوری‌که با یک واحد افزایش در شاخص نابرابری جنسیتی، شاخص ادراک فساد مالی ۰,۴۱ کاهش یافته که به معنی کاهش در شفافیت از منظر ادراک عمومی فساد مالی است. از طرفی با یک واحد افزایش در شاخص ادراک فساد مالی یعنی حرکت به سمت شفافیت، با احتمال ۹۹٪، نابرابری جنسیتی به‌میزان ۰,۰۰۱ واحد کاهش می‌یابد. در مقابل نیز نتایج برآوردی در گروه IV(B)، که با حضور ابزارهای بنیاد فریزر است، مشابه نتایج با حضور شاخص‌های حکمرانی خوب می‌باشد.

هم‌چنین با تفکیک اثر کشورها از نظر درآمدی ملاحظه می‌شود که نتایج با اطمینان بالایی مؤید اثر منفی و معنی‌دار فساد مالی و نابرابری جنسیتی بر یکدیگر می‌باشند.

در نتیجه برآوردهای سیستمی فوق می‌توان اذعان داشت نوع حاکمیت و عملکرد دولت، میزان توسعه فناوری اطلاعات، رشد اقتصادی و توسعه انسانی در جوامع بر رابطه متغیرهای جنسیتی و فساد مالی به شدت تأثیرگذار است، لذا فرضیه‌های مقاله حاضر که در راستای تبیین رفتار جنسیتی انسان‌ها در قالب نهادهای متفاوت بوده مبنی بر وجود رابطه بین شاخص فساد مالی و شاخص‌های جنسیتی و نقش نهادها به‌عنوان حلقه اتصال این ارتباط، تأیید شده است. افزون بر این، تحقیق حاضر بیانگر عدم حساسیت نتایج به انتخاب شاخص‌های جنسیتی، انتخاب ابزارهای نهادی معرف دولت و اثر کشورها از نظر درآمدی می‌باشد.

۵- نتیجه‌گیری

مقاله حاضر با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی پویا به بررسی رابطه دو سویه فساد مالی و جنسیت با بهره‌گیری از داده‌های آماری ۸۹ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۸ پرداخته است، که انتخاب کشورها با توجه به دسترسی به اطلاعات آماری بوده‌است. در این راستا از شاخص ادراک فساد مالی و شاخص‌های توسعه جنسیتی، نابرابری جنسیتی استفاده شده‌است. نتایج حاکی از آن است که:

اثر متقابل جنسیت بر فساد مالی اثبات شده‌است و به نوع ابزارها و شاخص‌های جنسیتی حساس نمی‌باشد. اما دست‌یابی به این نتیجه تنها به معنی صادق‌تر بودن و قابل اعتمادتر بودن زنان نیست، چرا که در پژوهش حاضر با دیدگاهی وسیع‌تر از نظر

جنسیتی، این مقوله مورد بررسی قرار گرفته است، لذا به‌منظور بررسی رابطه بین فساد مالی و جنسیت، باید در پی مسئله‌ای بسیار مهم‌تر از ویژگی‌های فردی یا جنسیتی بود. نهادها شاید همان حلقه مفقود شده ارتباط دوسویه فساد مالی و جنسیت باشند. در این راستا، مقاله حاضر به بررسی رابطه این دو متغیر در حضور نهاد دولت پرداخته‌است. لازم به ذکر است که منظور از دولت، عملکرد دولت می‌باشد. نتایج حاکی از آن است که فرضیات تحقیق به نتیجه رسیده و نهاد دولت حلقه مفقوده این ارتباط است، به‌طوری‌که در حضور نهاد دولت، با افزایش شفافیت اقتصادی، شاخص‌های توسعه اقتصادی افزایش و نابرابری جنسیتی کاهش می‌یابند. از سویی با بهبود توسعه جنسیتی و کاهش نابرابری جنسیتی، شفافیت اقتصادی افزایش می‌یابد. در تمام سیستم‌های مورد بررسی آزمون سارگان مبنی بر معتبر بودن ابزارها تأیید شده و آماره دوربین واتسون نیز قابل قبول می‌باشد. بنابراین طبق نتایج می‌توان اذعان داشت که هر دو فرضیه مقاله حاضر تأیید شده است.

فرضیه اول: بین فساد مالی و جنسیت رابطه وجود دارد.

فرضیه دوم: نهادها حلقه اتصال ارتباط بین فساد مالی و جنسیت می‌باشند.

لذا بیان این جمله از میلتون فریدمن[1] (۱۹۷۵)، خالی از لطف نیست:

«من باور ندارم که راه حل مشکلات ما این باشد که تنها افراد درستی را انتخاب کنیم. نکته مهم، ایجاد فضایی است که در آن منفعت افراد نادرست در انجام کار درست باشد. در غیر این صورت حتی افراد درست هم کار خوب را انجام نخواهند داد، یا اگر هم سعی کنند انجام دهند، به سرعت از دولت کنار گذاشته می‌شوند.»

در خاتمه در راستای نتایج به‌دست آمده می‌توان اذعان داشت که نوع عملکرد دولت به‌عنوان یکی از تأثیرگذارترین عوامل بر شفافیت اقتصادی و نیل به سمت برابری‌های اجتماعی و توسعه اقتصادی است، به‌طوری‌که بیشتر ریشه‌ها و پیامدهای عارضه‌های هم‌چون فساد مالی و نابرابری جنسیتی در سایه عملکرد نامناسب دولت‌ها به وقوع می‌پیوندند، لذا اندازه بهینه دولت و تغییر در هدف‌گذاری سیاست‌ها با رویکرد

1. Milton Friedman (1975): "I do not believe that the solution to our problem is simply to elect the right people. The important thing is to establish a political climate of opinion which will make it politically profitable for the wrong people to do the right thing. Unless it is politically profitable for the wrong people to do the right thing, the right people will not do the right thing either، or it they try، they will shortly be out of office."

بهبود شاخص‌های بخش‌عمومی، اعتمادسازی و شفافیت می‌تواند عاملی مهم در مهار عارضه‌های اجتماعی- اقتصادی و سیاسی باشد.

هم‌چنین برای مطالعات آتی در این زمینه پیشنهاد می‌شود با استفاده از سایر شاخص‌های شفافیت، جنسیت، ابزارهای نهادی و هم‌چنین طبقه‌بندی‌های دیگر از کشورها حساسیت نتایج بررسی شود.

پیوست

لیست کشورها

Albania	Israel	Serbia	India
Argentina	Japan	Slovenia	Indonesia
Armenia	Jordan	Sri Lanka	Iran
Australia	Kenya	Sweden	Ireland
Austria	Latvia	Tanzania	Italy
Azerbaijan	Lesotho	Tunisia	Jamaica
Belgium	Mali	Uganda	Kazakhstan
Bolivia	Mauritania	Ukraine	Kuwait
Botswana	Mexico	United Arab Emirates	Lithuania
Brazil	Morocco	Uruguay	Luxembourg
Bulgaria	Mozambique	Vietnam	Malawi
Burkina Faso	Nepal	Zambia	Malta
Cambodia	Netherlands	Zimbabwe	Mauritius
Colombia	New Zealand	Algeria	Mongolia
Costa Rica	Norway	Bahrain	Pakistan
Croatia	Panama	Bangladesh	Peru
Cyprus	Paraguay	Canada	Philippines
Czech Republic	Poland	Denmark	Portugal
Dominican Republic	Qatar	Ecuador	Spain
El Salvador	Romania	Germany	Switzerland
Estonia	Russia	Greece	Thailand
Finland	Senegal	Guatemala	Trinidad And Tobago
Turkey			

کشورهای جهان	۸۹
کشورهای با درآمد بالا	۳۶
کشورهای با درآمد متوسط	۴۶
کشورهای با درآمد پایین	۷

منابع

۱. کریمی پتانلار، سعید، بابازاده، محمد، حمیدی، نعیمه (۲۰۱۲). اثر فساد مالی بر ترکیب مخارج دولت: مطالعه موردی کشورهای منتخب درحال توسعه. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۲ (۴۶)، ۱۴۱-۱۵۶.

۲. کریمی، سعید، گیلک حکیم آبادی, محمد تقی و نباتی (۲۰۱۸). فساد مالی و

۳. اشتغال زنان در کشورهای منتخب. پژوهشنامه زنان، ۸(۲۲)، ۶۵-۸۱

4. Barnes, T. D., & Beaulieu, E. (2019). Women politicians, institutions, and perceptions of corruption. Comparative Political Studies, 52(1), 134-167.
5. Bauhr, M., & Charron, N. (2020). Do men and women perceive corruption differently? Gender differences in perception of need and greed corruption. Politics and Governance, 8(2), 92-102.
6. Breen, M., Gillanders, R., McNulty, G., & Suzuki, A. (2017). Gender and corruption in business. The journal of development studies, 53(9),1486-1501.
7. Debski, J., & Jetter, M. (2015). Gender and corruption: a reassessment . IZA Discussion Paper No. 9447.
8. Dollar, D., Fisman, R., & Gatti, R. (2001). Are women really the "fairer" sex? Corruption and women in government. Journal of Economic Behavior & Organization, 46(4), 423-429.
9. Eckel, C. C., & Füllbrunn, S. C. (2015). Thar she blows? Gender, competition, and bubbles in experimental asset market. American Economic Review, 105(2), 906-20.
10. Esarey, J., & Chirillo, G. (2013). "Fairer sex" or purity myth? Corruption, gender, and institutional context. Politics & Gender, 9(4), 361-389.
11. Esarey, J., & Schwindt-Bayer, L. A. (2019). Estimating causal relationships between women's representation in government and corruption. Comparative Political Studies, 52(11), 1713-1741.
12. Fernanda Rivas, M. (2008). An experiment on corruption and gender. Elektronische Ressource. Working Paper of the University of Granada. Verfügbar unter: http://www. ugr. es/~ teoriahe/RePEc/gra/wpaper/thepapers08_10. pdf [01.03. 2012].
13. Grove, W. A., Hussey, A., & Jetter, M. (2011). The gender pay gap beyond human capital heterogeneity in noncognitive skills and in labor market tastes. Journal of Human Resources, 46(4), 827-874.
14. Jain, A. (2001). Corruption: A review. Journal of Economic Surveys, 15(1), 71–121.
15. Samimi, A., & Hosseinmardi, H. (2011). Gender and corruption: Evidence from selected developing countries. Middle-East Journal of Scientific Research, 9(6), 718-727.
16. Sung, H. E. (2012). Women in government, public corruption, and liberal democracy: a panel analysis. Crime, law and social change, 58(3), 195-219.
17. Swamy, A., Knack, S., Lee, Y., & Azfar, O. (2001). Gender and corruption. Journal of development economics, 64(1), 25-55.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۹/ ص ۵۸۴-۵۵۷

محاسبه شاخص استرس مالی محلی در استان‌های ایران و تعیین اثرات فضایی و آستانه‌ای آن بر رشد منطقه‌ای و اشتغال*

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.3.3.8

مریم حیدریان[۱]، علی فلاحتی**[۲]، محمدشریف کریمی[۳]

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی،
maryamheidarian.1368@yahoo.com

۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی،
ali.falahatii96@gmail.com

۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی،
s.karimi@razi.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۱۷

چکیده

به‌دلیل شوک‌های اقتصادی و عدم تعادل در بودجه‌های ساختاری، وضعیتی به وجود می‌آید که تداوم آن در یک فضای نااطمینانی منجر به ایجاد پدیده استرس در دولت‌ها می‌شود. استرس مالی به‌عنوان یک وضعیت بی‌ثبات در تأمین مالی دولت‌های محلی می‌تواند به عدم توانایی این دولت‌ها در تأمین تعهدات مالی کوتاه و بلندمدت و وابستگی بیش از حد به دولت مرکزی دامن بزند، لذا در این مطالعه تلاش شده است با محاسبه شاخص استرس مالی محلی از متغیرهای ساختار مالی و بودجه‌ای هر استان و با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی اقدام به شفاف‌سازی وضعیت مالی در ۳۱ استان ایران شود و سپس به برآورد اثرات آستانه‌ای و فضایی این شاخص از طریق روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی بر رشد اقتصادی و اشتغال طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴ پرداخته شود. نتایج، گویای اثربخشی بالای بازار نیروی کار از استرس در مقابل رشد اقتصادی می‌باشد. در ابتدا این اثرات بر دو متغیر رشد اقتصادی و اشتغال اثر آنی و مثبتی دارد ولی با عبور از حد آستانه استرس مالی و اعمال فشارهای متأثر از آن، توانایی کنترل این عدم تعادل از بین رفته و سبب کاهش رشد اقتصادی و اشتغال خواهد شد.

طبقه‌بندی JEL: D8، C34، N2، E23

واژه‌های کلیدی: استرس مالی محلی، اشتغال، رشد منطقه‌ای، دولت‌های محلی، استان‌های ایران

---

*. این مقاله مستخرج از رساله دکتری خانم مریم حیدریان از دانشکده اقتصاد و کارآفرینی دانشگاه رازی می‌باشد.

**. نویسنده مسئول، شماره تماس □□□□□□□□□□□□

۱- مقدمه

استرس در ساختار اقتصادی یک کشور، از اهمیت زیادی جهت تحلیل و پیش‌بینی فعالیت‌های اقتصادی برخوردار است. به‌ویژه زمانی که با سرایت بحران به بخش واقعی اقتصاد، رشد اقتصادی، کاهش و نرخ بیکاری افزایش می‌یابد. استرس مالی و اقتصادی شرایطی است که منجر به ناتوانی دولت، مؤسسات، بنگاه‌های تولیدی و خانوارها در انجام تعهداتشان و از دست دادن توانایی تخصیص منابع مالی تحت اختیارشان می‌شود. هم‌چنین استرس اقتصادی منجر به گسترش بی‌ثباتی اقتصادی شده و با اختلال در عملکرد سیستم اقتصادی به رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی آسیب می‌رساند. مقادیر بحرانی استرس در اقتصاد، بحران نامیده می‌شود (آرنت[1]، ۲۰۱۲).

به‌دلیل شوک‌های اقتصادی و عدم تعادل در بودجه‌های ساختاری، وضعیتی به‌وجود می‌آید که تداوم آن در یک فضای نااطمینانی منجر به ایجاد پدیده استرس در دولت‌ها می‌شود. استرس مالی به‌عنوان یک وضعیت بی‌ثبات در تأمین مالی دولت‌های محلی می‌تواند به عدم توانایی این دولت‌ها در تأمین تعهدات مالی کوتاه و بلندمدت و وابستگی بیش از حد به دولت مرکزی دامن بزند، لذا بسته به اینکه اثرات استرس به‌صورت مثبت و منفی در یک کشور ظاهر شود، به اقدامات و پاسخ‌های دولت‌های مرکزی و محلی برمی‌گردد (بریان و دنیل[2]، ۱۹۹۳).

زمانی که دولت محلی دچار کسری بودجه می‌شود و هرسال به حجم این کسری و شکاف افزوده می‌شود، شکنندگی را در وضعیت مالی ایجاد می‌کند و لذا تمام تصمیمات و برنامه‌ریزی‌های این دولت در یک فضای نااطمینانی صورت می‌گیرد که خود موجب تضعیف ساختارهای مالی از جمله سیستم مالیاتی می‌شود. از سوی دیگر، به‌دلیل افزایش بیش از حد هزینه‌ها نسبت به درآمدها، توانایی دولت‌های محلی در تأمین تعهدات مالی کوتاه و بلندمدت خود دچار تزلزل خواهد شد و رفتارهای مالی دولت‌های محلی در جهت وابستگی بیش از حد به بدهی‌ها برای تأمین مالی هزینه‌ها، به تأخیر انداختن استقلال دولت‌های محلی و عدم توانایی پرداخت برای خدمات ضروری پیش می‌رود.

لذا این ضرورت احساس می‌شود که سیاست‌گذاران در دولت‌های مرکزی و محلی به علامت‌های دقیق و به موقع از استرس مالی برای واکنش به اثرات این نوع استرس‌ها نیاز دارند. به ویژه در ایران که طی سال‌های اخیر با قرار گرفتن در معرض تحریم‌های

1. Arnett
2. Brian and Daniel

اقتصادی و سیاسی، دچار محدودیت منابع مالی شده و با کاهش فعالیت‌های اقتصادی، کاهش حاشیه سود شرکت‌ها و متضرر شدن بازارهای مالی، بر توسعه این بازارها و سایر متغیرهای کلان اقتصادی اثر می‌گذارد. بنابراین تداوم این روند در دولت‌های محلی سبب ایجاد استرس مالی محلی شده و به‌عنوان یک علامت آشکار، وقوع بحران مالی را در دولت محلی هشدار می‌دهد.

همان‌طورکه پدیده استرس مالی در ایالت‌ها و شهرها در حال گسترش است، نیاز به عملیاتی کردن این شاخص وجود دارد. بررسی مبانی نظری و مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که موضوع استرس مالی به سبب اهمیت ویژه‌ای که برای ساختار و سیستم تأمین مالی دولت دارد، ولی به‌صورت کاربردی و جامع به آن پرداخته نشده است. با توجه به اثرگذاری این شاخص بر متغیرهای کلان اقتصادی و منطقه‌ای، می‌توان گفت محاسبه آن می‌تواند به‌عنوان یک کانال واسطه جهت اثرگذاری شوک‌های وارده بر سیستم‌های تأمین مالی در نظر گرفته شود و به‌دنبال آن بر تصمیمات و سیاست‌گذاری‌های عاملان اقتصادی اثر می‌گذارد.

افزون‌بر این به دلیل اهمیت بارز تأمین مدیریت منابع مالی در بهبود رشد اقتصادی و اشتغال در دولت‌های محلی، در این مطالعه تلاش می‌شود اثرات شاخص استرس مالی محلی بر متغیرهای رشد منطقه‌ای و اشتغال در استان‌های ایران به طریق روش‌های آستانه‌ای مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد تا نه تنها وضعیت استان‌ها در زمینه برخورداری از استرس مالی مشخص شود، بلکه با تعیین رابطه آن با رشد و اشتغال به اتخاذ تصمیمات سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در دولت‌های مرکزی و محلی کمک شایانی کند.

لذا سازماندهی این مطالعه به‌صورت زیر است؛ در قسمت دوم به مبانی نظری استرس مالی محلی و اثرات آن بر رشد منطقه‌ای و اشتغال تحقیق پرداخته و در قسمت سوم مطالعات تجربی داخلی و خارجی مطرح می‌شود. در قسمت چهارم روش‌شناسی تحقیق و متغیرها و مدل‌های برآوردی معرفی می‌شوند. در قسمت پنجم یافته‌های تجربی تحقیق و در نهایت در قسمت ششم، نتیجه‌گیری و پیشنهاداتی ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری

در ادبیات نظری دولت‌های محلی و ایالتی سه اصطلاح؛ وضعیت مالی، استرس مالی و بحران مالی به‌طور پیوسته به یکدیگر مرتبط هستند و در طول زمان در تحلیل‌های مختلف دچار تغییر شده‌اند. باتوجه به وضعیت مالی و تغییرات نزدیک آن به

سلامت مالی، این دو اصطلاح به‌طور معمول وضعیت مالی یک ایالت یا دولت محلی را تشریح می‌کنند (وانگ و همکاران[1]، ۲۰۰۷؛ هندریک[2]، ۲۰۰۴؛ کامنیکار و همکاران[3]، ۲۰۰۶).

ادبیات نظری در حوزه تأمین مالی دولت‌های مرکزی و محلی نشان می‌دهد که استرس مالی یک وضعیت از عدم تعادل و بی‌ثباتی است. عدم تعادل بین خدمات عمومی که دولت ارائه می‌کند یا به‌طور واضح‌تر هزینه‌ها بیش از منابع مالی در دسترس باشند (اسکورسون و پلرهوپلز[4]، ۲۰۱۰).

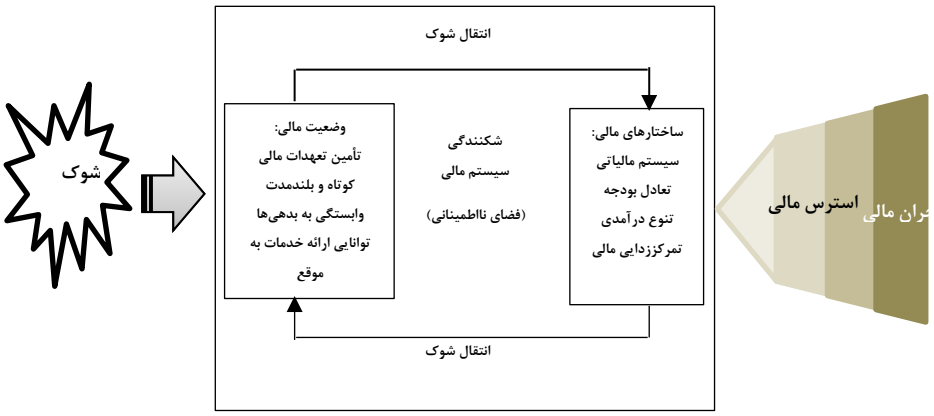
در این مطالعه استرس مالی به‌صورت "عدم توانایی دولت برای تأمین تعهدات مالی کوتاه و بلندمدت همراه با عدم توانایی در افزایش درآمدها یا ارائه کالاها و خدمات" تعریف می‌شود. همان‌طورکه ملاحظه می‌شود تعریف استرس مالی مشابه وضعیت مالی است، چرا که استرس مالی نشان‌دهنده وضعیت مالی ضعیف‌تری است.

استرس محصولی از یک ساختار آسیب‌پذیر و برخی شوک‌های برون‌زا و ساختاری در دولت مرکزی و محلی است. اگر استرس مالی سیستماتیک باشد، رفتار اقتصادی می‌تواند به‌طور مناسبی اجرا شود، برای آنکه اثرات معکوس و نامطلوب بر اقتصاد واقعی داشته باشد. بنابراین استرس مالی یک متغیر پیوسته با طیفی از مقادیر شدید است که تبدیل به بحران می‌شود.

شکنندگی در سیستم‌های تأمین مالی در دولت‌های مرکزی و محلی، ضعف در ساختار سیستم و وضعیت مالی را شرح می‌دهد و شوک‌های بیشتر در این وضعیت منجر به استرس می‌شود. از علل استرس مالی در یک دولت محلی می‌توان به شوک‌های اقتصادی موقتی، عدم تعادل بودجه‌های ساختاری، دسترسی محدود به منابع مالی پایدار، عملکرد اقتصادی ملی ناپایدار، کنترل دولتی متمرکز، نتایج تمرکززدایی، ضعف‌های نهادی و مدیریتی شامل فساد در جمع‌آوری و استفاده از منابع اشاره نمود که منجر به تضعیف وضعیت مالی می‌شوند. از سوی دیگر نااطمینانی در فرایندهای بودجه‌ای هم در سطح ملی و هم در سطح محلی سبب اختلاف و شکاف بزرگ‌تری در جریان‌های درآمدی خواهد شد (چراکه بخش اعظمی از درآمدهای دولت محلی به‌دولت مرکزی وابسته است). هم‌چنین برنامه‌ریزی‌های کوتاه‌مدت تکرار بودجه‌بندی و تعویق طولانی در برنامه‌ها را سبب خواهد شد، که اینها همگی از جمله علل استرس مالی در

1. Wang et al.
2. Hendrick
3. Kamnikar et al
4. Scorsone and Plerhoples

دولت‌های محلی هستند (چاپمن و همکاران[1]، ۲۰۰۳). در شکل (۱) این روند نشان داده شده است.



منبع: مقاله ایلنیگ و لیو، ۲۰۰۶، ۲۴۵

شکل ۱. چارچوب شکل‌گیری استرس مالی در دولت‌های محلی

علل و اثرات استرس مالی را می‌توان در سه گروه تقسیم‌بندی کرد؛ گروه اول مربوط به نقش چرخه‌های اقتصادی در دولت‌ها می‌باشد که موجب رشد سریع یا رکود اقتصادی می‌شود و همین مقدمات افزایش بیکاری را در دولت‌های محلی فراهم می‌کند.

گروه دوم مربوط به فقدان انگیزه‌های تجاری و کاهش فعالیت‌های صنعتی در دولت‌های محلی بوده که موجب کاهش درآمدهای مالیاتی و در نتیجه افزایش تقاضا برای خدمات اجتماعی در دولت‌ها شده که همین امر به خودی خود استرس را افزایش داده است. از سوی دیگر فقدان انگیزه‌های تجاری نیز عدم توانایی دولت را برای توسعه انگیزه‌های زیربنایی جهت جذب سرمایه‌گذاری افزایش می‌دهد که در این حالت نیز استرس مالی افزایش می‌یابد.

در گروه سوم، عدم کارایی اداری، فساد، دستمزدهای بالا برای برخی شهرداری‌ها و مخارج بالای رفاهی از جمله علل استرس مالی در دولت‌های محلی می‌باشد که موجب اثرات اقتصادی خواهد شد (شامسوب و اکوتو، ۲۰۰۴)، لذا برای رسیدن به اهداف ثبات اقتصادی که منجر به تعادل در اقتصاد کلان می‌شود، دولت‌های مرکزی باید توجه خود

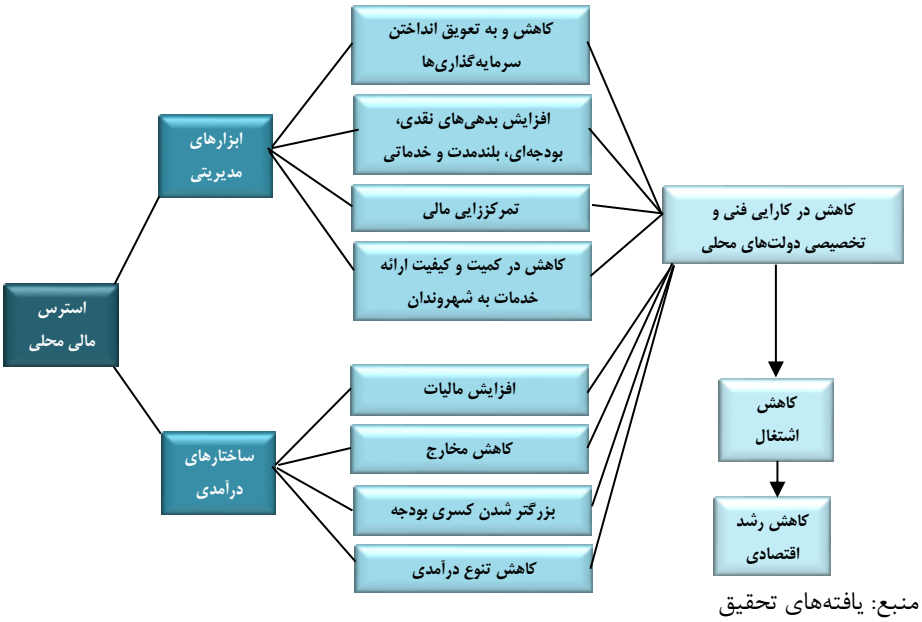
1. Chapman

را معطوف به تخصیص بهینه بودجه کنند و دولت‌های محلی نیز بایستی تعادل بین درآمدها و هزینه‌های خود را حفظ کنند. در این حالت می‌توان انتظار داشت اشتغال در وضعیت مناسبی قرار دارد و میزان مهاجرت‌ها کاهش یافته و بهره‌وری نیروی کار نیز افزایش می‌یابد.

نکته مهم در بحث اثرات استرس مالی بر رشد اقتصادی و اشتغال، موضوع مهاجرت مالی است که موجب انتقال منابع سرمایه‌گذاران محلی به نقاط دیگر می‌شود، همین امر، سرمایه‌های یک منطقه جهت ایجاد تولید و فعالیت‌های اقتصادی و به‌دنبال آن افزایش اشتغال روبه کاهش رفته و موجب کسادی مالی در منطقه خواهد شد.

در مدل مفهومی (۲)، پاسخ‌های دولت‌های محلی به استرس مالی را نشان می‌دهد که از طریق محدودیت‌های مالیاتی و قانونی چه اثراتی بر بازار اشتغال و بهره‌وری نیروی کار وارد شده است. استراتژی‌های دولت محلی برای تغییر استرس مالی به درجه و فرکانس استرس بستگی دارد. براین اساس استفاده از ابزارهای مدیریتی هم‌چون محدودیت‌های بودجه‌ای، مالیاتی محتمل‌تر است. پاسخ‌های دولت محلی به استرس مالی را می‌توان در چند حوزه خلاصه کرد:

- کاهش و یا به تعویق انداختن سرمایه‌گذاری‌ها در دوره استرس، که این خود موجب کاهش رشد اقتصادی و اشتغال در دولت محلی می‌شود.
- کاهش مخارج بیش از هزینه‌های آتی که موجب شکاف بودجه‌ای بزرگ‌تری خواهد شد.
- افزایش مالیات‌ها و هزینه‌ها
- تغییر زمان پرداخت‌های برنامه‌ریزی شده به‌دلیل افزایش بیش از حد هزینه‌ها نسبت به درآمدها
- افزایش بدهی‌های نقدی، بودجه‌ای، بلندمدت و خدماتی
- افزایش درجه تمرکززایی مالی
- افزایش مهاجرت مالی به مناطق دیگر و در نتیجه کاهش تولید و سرمایه‌گذاری، اشتغال و سایر متغیرهای بهبود اقتصاد در یک منطقه



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۲. کانال‌های اثرگذاری استرس مالی محلی بر رشد اقتصادی و اشتغال

۳- مروری بر مطالعات تجربی

۳-۱- *مطالعات تجربی خارجی*

برتی و همکاران[1] (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای به برآورد یک شاخص هشدار اولیه از استرس مالی برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا پرداخته‌اند. این شاخص خود به دو زیرشاخص مالی و مالی[2] تقسیم شده است تا اثرات بنگاه‌های خصوصی، خانوار و دولت به‌صورت جداگانه بررسی شود. هم‌چنین در این مطالعه از روش علامت‌دهی آستانه‌های استرس مالی شناسایی شدند. از متغیرهای سرمایه‌گذاری بین‌المللی خالص، پس‌انداز خانوارها، جریان اعتبارات بخش خصوصی، اهرم مالی، بدهی‌های کوتاه و بلندمدت و غیره استفاده شده است.

ماگکونیس و تسوپانکیس[3] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به ارتباط متقابل استرس مالی و مالی در اقتصادهای G5 پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که ارتباط بین این دو شاخص بسیار حساس و شدید است به‌ویژه در طول دوران بحران مالی جهانی و پس از

1. Berti et al.
2. Financial and Fiscal
3. Magkonis and Tsopanakis

آن. شاخص استرس مالی به‌صورت ترکیبی از شاخص‌های ساختار بودجه‌ای، بدهی خالص، نرخ وابستگی و برای استرس مالی نیز از متغیرهای نوسانات قیمت سهام، بازده سهام، نوسانات بازار ارز، اوراق قرضه و غیره ستفاده شده است.

تامپسون[1] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات علائم استرس مالی بر مالی دولت محلی، قیمت‌های مسکن و کیفیت خدمات عمومی در اوهایو و طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۹ پرداخته است. در مورد اثرات استرس مالی بر کیفیت خدمات عمومی از جمله (امنیت، جاده‌ها و غیره) نیز در بلندمدت موجب کاهش آن شده است. لازم به ذکر است در این مطالعه برای شاخص استرس مالی از متغیرهای دامی یک برای دوره‌های دارای استرس و صفر برای سایر دوره‌ها و از متغیرهای تغییرات در هزینه‌ها و درآمدها به‌عنوان عوامل مؤثر بر استرس نیز استفاده شده است.

شی[2] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی پاسخ‌های دولت محلی به استرس مالی در قالب کاهش اشتغال بخش عمومی در طول بحران‌های بودجه‌ای ۲۰۰۸-۲۰۰۹ پرداخته است. در این مطالعه از ۴ معیار برای برآورد استرس مالی استفاده شده اس؛ بدهی‌های نقدینگی، بودجه‌ای، بلندمدت و خدماتی. یافته‌ها نشان می‌دهد که شدت رکود اقتصادی پس از بحران بزرگ سبب کاهش شدید کارگران بخش عمومی به‌عنوان راهی برای مقابله با کمبود بودجه شده است.

۳-۲- *مطالعات تجربی داخلی*

نکته حائز اهمیت آن است که در داخل کشور مطالعه‌ای که به‌طور مستقیم به محاسبه شاخص استرس مالی در دولت‌های محلی بپردازد، انجام نشده است، ولی در قالب متغیرهای نشان‌دهنده استرس هم‌چون کسری بودجه، بدهی‌های عمومی و تمرکززدایی مطالعاتی انجام شده است که در قسمت مطالعات داخلی به آنها پرداخته خواهد شد.

عباسی و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی و بودجه‌ای دولت بر اندازه دولت‌های محلی (استان‌ها) و رشد اقتصادی استان‌ها پرداخته است. برای این منظور داده‌های مالی، بودجه‌ای و اقتصادی ۳۰ استان کشور برای دوره ۱۰ ساله ۱۳۹۰-۱۳۸۱ جمع‌آوری شده است. نتایج با استفاده از روش داده‌های ترکیبی نشان داده است که تمرکززدایی مالی و درآمد سرانه استان‌ها روی اندازه دولت‌های محلی

1. Thompson
2. Shi

(استانی) تأثیر مثبت و معناداری دارد. بنابراین واگذاری اختیار مالی از نظر کسب درآمد به استان‌ها و افزایش درآمد استان‌ها به افزایش اندازه دولت‌های استان‌ها کمک کرده و نتایج نشان داده که تمرکززدایی مالی، نیروی کار شاغل استانی و بودجه عمرانی استانی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای به بررسی اثرات کوتاه و بلندمدت بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۴ و با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پرداخته‌اند، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نسبت بدهی دولت به GDP بر رشد اقتصادی ایران تأثیر منفی دارد. این تأثیر در الگوی رشد اقتصادی مبتنی بر درآمدهای نفتی نسبت به الگوی رشد مبتنی بر GDP غیرنفتی و هم‌چنین در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت بیشتر است.

وجه تمایز این مطالعه با مطالعات تجربی انجام شده در داخل و خارج از کشور در دو جنبه اساسی می‌باشد؛ اول یکپارچگی در محاسبه شاخص استرس مالی محلی که در مطالعات پیشین صرفاً براساس میانگین و روند برخی از متغیرهای اثرگذار انجام شده است. ولی در این مطالعه تلاش می‌شود با استفاده از روش‌های آماری و اقتصادسنجی به استخراج نوسانات هریک از متغیرهای مؤثر در استرس مالی پرداخته شده و سپس در قالب روش‌های ترکیبی به یک شاخص کلی از استرس مالی محلی دست یافته شود. دوم آنکه با استفاده از ماتریس مجاورت در قالب روش‌های پانل آستانه‌ای به بررسی اثرات فضایی و آستانه‌ای این شاخص بر دو متغیر مهم کلان اقتصادی یعنی رشد اقتصادی و اشتغال پرداخته شود. با بررسی‌های انجام شده در مطالعات داخلی و خارجی، این دو وجه تمایز تاکنون در هیچ مطالعه‌ای یافت نشده است.

۴- روش‌شناسی پژوهش و معرفی مدل و متغیرها

۴-۱- معرفی مدل‌ها و متغیرها

همان‌طورکه درآمدها و مخارج عمومی دارای اثرات درون‌رانی و برون‌رانی بر روی سیاست‌های اقتصادی هستند، می‌تواند دارای یک رابطه غیرخطی یکنواخت با رشد اقتصادی نیز باشد، لذا در این مطالعه به تبعیت از چن و همکاران[1] (۲۰۱۶)، به‌منظور شناسایی سطح بهینه‌ای از شاخص‌های مالی دولت محلی، ترکیب بهینه‌ای از درآمدها و مخارج دولتی بر رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شود. باتوجه به مدل‌های رشد درون‌زا

1. Chen et al.

به‌منظور بررسی ترکیب بهینه‌ای از یک شاخص متمرکز از متغیرهای مالی (استرس مالی) از روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی استفاده می‌شود.

در این مطالعه براساس مبانی نظری ارائه شده و موجود در حوزه اثرات استرس مالی محلی بر رشد منطقه‌ای و اشتغال (مطالعه شی (۲۰۱۹)، برای ۵۰ ایالت آمریکا) تلاش می‌شود به بررسی اثرات این شاخص بر متغیرهای یاد شده در ۳۱ استان ایران و طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴ پرداخته شود.

لازم به ذکر است، به‌دلیل اثرات فضایی بین استان‌ها، در این مطالعه تلاش شده است، از حاصلضرب ماتریس مجاورت در استرس مالی، رشد منطقه‌ای و اشتغال استفاده شود. مزیت استفاده از این رویکرد در مقایسه با سایر روش‌های اقتصادسنجی در متفاوت بودن استرس مالی در استان‌های ایران می‌باشد که یکی از عوامل مؤثر در تفاوت ساختارهای درآمدی و هزینه‌ای هر استان است. از سوی دیگر اثرات فضایی رشد منطقه‌ای و اشتغال هر استان نیز می‌تواند بر استان‌های همجوار اثرگذار باشد و موجب مهاجرت یا جذب نیروی کار شود و به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر در رشد نامتوازن استان‌ها عمل کند و نتایج شفاف‌تری را برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان ارائه نماید.

$$GDP_{it} = \beta_0 + \beta_1{}^{(1)}FSI_{it} + \beta_1{}^{(2)}FSI_{it}f(Q_{it},\gamma,Q_D) + \beta_2 w_i FSI_{it} + \beta_3 w_i GDP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$EM_{it} = \beta_0 + \beta_1{}^{(1)}FSI_{it} + \beta_1{}^{(2)}FSI_{it}f(Q_{it},\gamma,Q_D) + \beta_2 w_i FSI_{it} + \beta_3 w_i EM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

به‌طوری‌که:

FSI_{it}: شاخص استرس مالی محلی که با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی به‌دست می‌آی و در قسمت ۴-۲- به متغیرهای مورداستفاده در استرس مالی محلی و روش محاسبه آن پرداخته شده است.

EM_{it}: نرخ اشتغال که به‌صورت نسبت تعداد جمعیت شاغل (۱۵ ساله و بیشتر) به کل جمعیت فعال (۱۵ ساله و بیشتر) (شاغل و بیکار)، ضربدر ۱۰۰ محاسبه می‌شود. داده‌های مربوط به این متغیر از نتایج آمارگیری نیروی کار موجود در مرکز آمار گردآوری می‌شود.

GDP_{it}: رشد تولید ناخالص داخلی واقعی هر استان براساس سال پایه ۱۳۹۵ داده‌های مربوط به این متغیر از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار تهیه می‌شود.

w_i: به‌دلیل وجود جزء مکانی در داده‌های مورد بررسی و با توجه به همسایگی و مجاورت استان‌های با یکدیگر، ماتریس اثر تشکیل و با ضرب در متغیرهای استرس مالی

محلی، رشد منطقه‌ای و اشتغال، به‌عنوان اثرات فضایی این متغیرها در معادلات آورده شده است.

$f(Q_{it}, \gamma, Q_D)$: تابع انتقال در مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی است که در معادلات (۱) و (۲) به‌عنوان تابع انتقال انتخاب شده‌اند و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$f(Q_{it}, \gamma, Q_D) = \left[1 + \exp(-\gamma \prod_{c=1}^{m} (Q_{it} - Q_c)\right]^{-1}, \quad \gamma > 0, Q_1 \leq \cdots \leq Q_m \qquad (۳)$$

Q_c پارامتر مکانی از تابع انتقال، γ پارامتر ملایم است و این پارامترها درجه انحراف و انتقال تابع لجستیک و سرعت انتقال رژیم در سیستم‌های متفاوت را نشان می‌دهد. از این پارامترها جهت تعیین ترکیب بهینه استرس مالی محلی بر رشد منطقه‌ای و اشتغال استفاده می‌شود.

۴-۲- محاسبه شاخص استرس مالی محلی

چندین چارچوب برای اندازه‌گیری استرس مالی هم به‌صورت کاربردی و هم به‌صورت تئوریکی وجود دارد (مد[1]، ۲۰۰۶)، ولی برای اندازه‌گیری استرس مالی ضروری است که عوامل مهم وضعیت مالی محلی تعریف شود، یا به عبارت دیگر بیان شود که استرس مالی، انحراف از چه هست؟ در این مطالعه، وضعیت مالی به‌عنوان توانایی یک دولت محلی در تأمین تعهدات مالی کوتاه و بلندمدت خود همراه با افزایش درآمد و ارائه کالاها و خدمات مطرح می‌شود. حال استرس مالی به‌عنوان وضعیت مالی ضعیف در یک دولت محلی بیانگر عدم توانایی در تأمین تعهدات مالی می‌باشد که همراه با اختلال در ارائه کالاها و خدمات ایجاد می‌شود. تعیین چارچوب وضعیت مالی به محققان و برنامه‌ریزان ایالتی و محلی این امکان را می‌دهد تا برای عملیاتی کردن تعریف وضعیت مالی و استرس مالی از استانداردهای دولت‌های محلی و ایالتی استفاده کنند. در تحقیقات گسترده‌ای که در حوزه سیاست عمومی توسط گروز و همکاران[2] در سال ۱۹۸۱ انجام و به‌عنوان قوی‌ترین چارچوب در تعیین وضعیت مالی دولت‌های ایالتی و محلی شناخته شده است، می‌توان شاخص استرس مالی را نیز از آن استخراج کرد.

1. Mead
2. Groves et al

ترکیب این شاخص به‌صورت چهار نوع توانایی پرداخت بدهی است که عدم توانایی در پرداخت آنها را می‌توان به‌عنوان شاخص ترکیبی برای استرس مالی در نظر گرفت:

۱- توانایی پرداخت بدهی به‌صورت نقدی که مربوط به نقدینگی دولت است و توانایی برای پرداخت صورتحساب‌ها را شامل می‌شود.
۲- توانایی پرداخت بدهی‌های بودجه‌ای که مربوط به توانایی دولت برای تأمین تعهدات مخارج بدون کسری بودجه است.
۳- توانایی پرداخت بدهی‌های بلندمدت که مربوط به توانایی دولت در پرداخت هزینه‌های بیش از یکسال (غیرجاری و سرمایه‌ای) است.
۴- توانایی پرداخت بدهی‌های سطح خدمات که مربوط به توانایی دولت برای ارائه و پرداخت سطوح کیفیت خدمات موردنیاز برای تأمین سلامتی و رفاه یک جامعه می‌باشد.

افزون‌بر این در مطالعه شامسوب و اکوتو (۲۰۰۴)، از سه ساختار عمده درآمدی شامل؛ ساختارهای درآمدی و هزینه‌ای ایالتی و محلی، تنوع درآمدهای محلی و تمرکززدایی مالی و هم‌چنین شاخص تلاش مالیاتی برای نشان‌دادن وضعیت مالی و استرس مالی استفاده شده است، لذا در این مطالعه، انتخاب متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه براساس مطالعات فوق و با اعمال تغییراتی از جمله نوع متغیرها و محاسبه نوسانات هرکدام از متغیرها متناسب با ساختار مالی اقتصاد ایران می‌باشد که براساس دو مرحله ذیل ساخته می‌شود:

الف) انتخاب متغیرهای مهم مالی محلی و استخراج نوسانات

از بخش‌های مهم ساخت استرس مالی محلی، انتخاب متغیرهاست. در انتخاب متغیرهای مالی بایستی به این نکته توجه داشت که هر متغیر یک یا چند جزء از مشخصه‌های اصلی استرس مالی را پوشش دهند و با توجه به ساختار بودجه سالانه دارای تواتر سالانه و در دسترس باشند. به جهت استخراج نوسانات هر کدام از متغیرها، از روش‌های خانواده گارچ (GARCH) استفاده می‌شود. از جمله متغیرهای مهم و مؤثر در ساخت شاخص ترکیبی استرس مالی محلی، می‌توان به متغیرهای جدول (۱) اشاره کرد:

جدول ۱. متغیرهای مؤثر در ساخت شاخص استرس مالی محلی برای استان‌های ایران

متغیر	معیار	نوع اثر*	روش اندازه‌گیری
نسبت بدهی‌های جاری به کل درآمدهای هر استان	عدم توانایی در پرداخت بدهی‌های نقدی	مثبت	نوسانات مربوط به نسبت عملکرد پرداختی‌های هزینه‌ای به عملکرد دریافتی‌های هر استان
کسری بودجه هر استان	عدم توانایی در پرداخت بدهی‌های بودجه‌ای	مثبت	نوسانات مربوط به تفاوت بین عملکرد دریافتی‌ها و پرداختی‌های هر استان
نسبت بدهی‌های بلندمدت به کل درآمدهای هر استان	عدم توانایی در پرداخت بدهی‌های بلندمدت	مثبت	نوسانات مربوط به عملکرد پرداختی‌های هر استان از بخش تملک دارایی‌های سرمایه‌ای یا عمرانی (بدهی‌های غیرجاری و بلندمدت)
نسبت مخارج به کل درآمدهای هر استان	عدم توانایی در پرداخت بدهی‌های خدماتی	مثبت	نوسانات مربوط به نسبت مخارج خدماتی (خدمات عمومی، دفاعی و امنیتی، قضایی، اقتصادی، محیط-زیست، مسکن و عمران شهری، سلامت، فرهنگی، آموزش و پرورش، رفاه اجتماعی) به درآمد هر استان
تنوع درآمدی	استقلال دولت محلی	منفی	نوسانات مربوط به درآمدهای محلی از جمله؛ انواع مالیات بر درآمد، فروش، دارایی به کل درآمدهای هر استان (با استفاده از شاخص هیرشمن- هیرفیندال)
شاخص تلاش مالیاتی	استقلال دولت محلی	مثبت	نوسانات مربوط به شکاف بین مالیات‌های واقعی و بالقوه به‌صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی هر استان
منابع درآمدی دولت محلی	استقلال دولت محلی	منفی	نوسانات مربوط به نسبت درآمدهای محلی هر استان به کل درآمدهای استان
شاخص تمرکززدایی درآمدی	استقلال دولت محلی	منفی	نوسانات مربوط به نسبت درآمدهای هر استان به درآمدهای کل کشور
شاخص تمرکززدایی هزینه‌ای	استقلال دولت محلی	منفی	نوسانات مربوط به نسبت مخارج هر استان به مخارج کل کشور
شاخص تمرکززدایی مالی عمودی	استقلال دولت محلی	منفی	نوسانات مربوط به محاسبه $(1-\frac{\text{مقدار درآمدها در سطح استانها}}{\text{مقدار هزینه‌ها در سطح استانها}})$

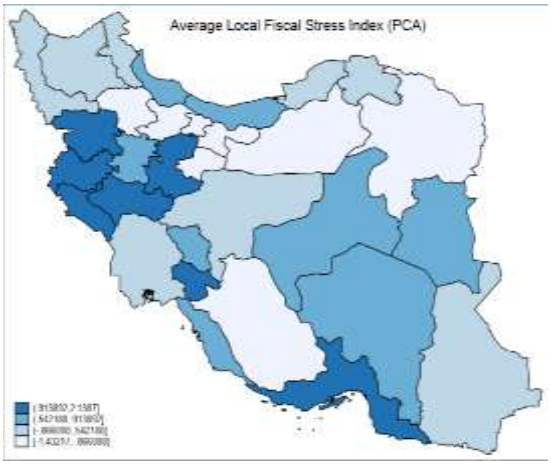
*باتوجه به هماهنگ‌سازی اثرات در شاخص‌سازی، متغیرهایی که دارای اثر منفی بودند، را معکوس شده‌اند تا همه متغیرهای انتخابی اثر مثبت و افزایشی بر استرس مالی محلی داشته باشند.

ب) ساخت شاخص ترکیبی استرس مالی محلی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی[1] (PCA)

تجمیع و یکپارچه‌سازی نماگرهای مختلف چند بعدی در قالب یک شاخص منفرد، به‌عنوان یک راه‌حل بسیار مناسب شناخته می‌شود. رویکردهای پارامتریک برای تجمیع و یکپارچه‌سازی نماگرها، به‌عنوان مناسب‌ترین راه برای تعریف وزن (یا امتیاز) هر نماگر در شاخص ترکیبی به‌طور گسترده‌ای مورد پذیرش می‌باشد. یکی از رایج‌ترین روش‌ها برای این منظور، روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) است. با استفاده از این روش، می‌توان ابعاد مورد بررسی را کاهش داد و ترکیبی از نماگرها را با یک شاخص جمعی معرفی کرد. این شاخص، به‌طور کامل ویژگی‌های کلی نماگرهای مختلف را خواهد داشت. از تحلیل اصلی برای یکپارچه‌سازی نماگرهای مختلف بازار مالی و انتخاب یک شاخص ترکیبی مناسب برای استرس مالی استفاده شده است (چن و وو[2]، ۲۰۱۰، ۱۲۷).

باتوجه به نتایج به‌دست آمده از محاسبه شاخص استرس مالی محلی در استان‌های ایران به روش تحلیل مؤلفه اصلی (شکل ۴)، مشخص می‌شود که به‌ترتیب استان‌های کهگیلویه و بویراحمد (۲/۱۳)، لرستان (۱/۶۵)، کرمانشاه (۱/۳۲)، کردستان (۱/۳۱)، ایلام (۱/۱۹) و هرمزگان (۱/۰۸)، دارای بالاترین میزان از استرس مالی در دولت‌های محلی خود بوده‌اند و در مقابل آن به‌ترتیب استان‌های تهران (۱/۴۳-)، خراسان رضوی (۱/۳۵-)، قزوین (۱/۳۳-)، البرز (۱/۳۱-) و سمنان (۱/۲۰-) دارای پایین‌ترین میزان استرس مالی محلی بوده‌اند. این نتایج تاحدودی به تمرکزگرایی استان‌ها به مرکز و پایتخت کشور و مجاورت با دولت مرکزی ارتباط می‌یابد، که اکثر استان‌های همجوار با استان تهران دارای استرس مالی کمتری نسبت به سایر استان‌ها بوده‌اند، در حالی که بیشتر استان‌های مرزنشین دارای بالاترین حجم استرس مالی طی دوره زمانی انتخابی می‌باشند.

1. Principal Component Analysis
2. Chen & Woo



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۴. میانگین شاخص استرس مالی محلی در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴ با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی

۴-۳- روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی[1] (PSTR) جهت برآورد اثرات استرس مالی محلی بر رشد منطقه‌ای و اشتغال

مدل‌های رگرسیون انتقال ملایم پانلی نمونه اولیه از طیف مدل‌های رگرسیونی مبتنی بر داده‌های تابلویی هستند، که به وسیله هانسن[2] (۱۹۹۹) ارائه شده‌اند. در این مدل‌ها ضرایب رگرسیونی می‌توانند در طول زمان و برای واحدهای مقطعی تغییر یابند و مشاهدات تابلویی در این مدل‌ها با توجه به متغیر آستانه‌ای که کمتر یا بیشتر از مقدار آستانه‌ای تعیین شده باشند، به چند گروه یا رژیم همگن تقسیم می‌شوند. البته در این مدل‌ها مشاهدات بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای وجود دارند که به‌دلیل اختلافات کوچک در دو گروه متفاوت قرار گرفته‌اند و از این‌رو، نحوه اثرگذاری آنها با یک جهش شدید مواجه است (چیو و همکاران[3]، ۲۰۱۱). برای فائق آمدن بر این مشکل، فوک و همکاران[4] (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران[5] (۲۰۰۵)، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی را ارائه و توسعه داده‌اند که در حقیقت، شکل گسترش یافته مدل PTR با لحاظ تابع انتقال

1. Panel Smooth Transition Regression
2. Hansen
3. Chiou et al.
4. Fok et al.
5. Gonzalez et al.

است. بنابراین در مدل PSTR، شیب تابع انتقال که بیان‌کننده سرعت تعدیل است، تغییر ضرایب رگرسیونی را از یک رژیم به رژیم دیگر تعیین می‌کند.

یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال توسط گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) به‌صورت معادله (۴) تصریح شده است:

$$y_{it} = \mu_t + \acute{\beta}_0 x_{it} + \acute{\beta}_1 x_{it} g(q_{it}, \gamma, c) + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \;\; t = 1, \dots, T \quad (۳)$$

که در آن، y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برون‌زا، μ_t اثرات ثابت مقاطع و u_{it} جزء اخلال است که فرض می‌شود شرط $u_{it} = iid(0, \sigma^2)$ را تأمین می‌کند. هم‌چنین تابع g که یک تابع انتقال لجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک و به فرم زیر می‌باشد که انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد.

$$g(q_{it}, \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma \prod_{j=1}^{m}(q_{it} - c_j)\})^{-1} \; \gamma > 0, c_1 \leq c_2 \leq \cdots \leq c_m \quad (۴)$$

در این تابع، γ پارامتر شیب و بیان‌کننده سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر و q_{it} متغیر انتقال یا آستانه‌ای است. هم‌چنین $c = c_1, c_2, \dots \leq c_m$ نشان‌دهنده یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم می‌باشد. پارامتر m نیز تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد. شکل تعمیم‌یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال به‌صورت (۵) تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_t + \acute{\beta}_0 x_{it} + \sum_{j=1}^{r}[\acute{\beta}_1 x_{it} g_j(q_{it}^{j}, \gamma_j, c_j) + u_{it}] \quad (۵)$$

که در آن γ بیانگر تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی می‌باشد و سایر موارد از پیش تعریف شده‌اند. شایان ذکر است که مدل PSTR با حذف اثرات ثابت از طریق حذف کردن میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[1] (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر درست‌نمایی[2] (ML) است، برآورد خواهد شد.

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی

یکی از مشکلات عمده در رگرسیون سری‌های زمانی پدیده رگرسیون ساختگی است. یعنی باوجود ضریب تعیین بالا، رابطه معناداری بین متغیرها وجود ندارد. مسئله

1. Non-Linear Least Squares
2. Maximum Likelihood

رگرسیون ساختگی می‌تواند برای مدل تلفیقی و پانلی نیز همانند مدل‌های سری زمانی مطرح شود، لذا قبل از برآورد مدل، لازم است مانایی متغیرهای مورداستفاده در مدل بررسی شود. به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون‌ها، بیانگر نامانایی متغیرهاست.

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد پانلی (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ)

متغیرها	طول وقفه	آماره آزمون LLC[1]	آماره آزمون IPS[2]	آماره آزمون ADF[3]	آماره آزمون PPF[4]
Stress	۰	❊ -۵/۵۹۷۶ (۰/۰۰۰۰)	-۲/۵۹۸۹ (۰/۰۰۴۷)	۹۷/۴۹۹۲ (۰/۰۰۲۷)	۸۲/۴۲۹۱ (۰/۰۴۲۴)
EM	۰	-۵/۸۵۳۹ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۱۰۴۲ (۰/۰۰۱۰)	۹۴/۰۱۹۳ (۰/۰۰۵۴)	۱۱۳/۵۷۷ (۰/۰۰۰۱)
GDP	۰	-۱۰/۷۹۰۳ (۰/۰۰۰۰)	-۵/۵۹۹۳ (۰/۰۰۰۰)	۱۳۰/۴۵۲ (۰/۰۰۰۰)	۱۴۴/۹۵۰ (۰/۰۰۰۰)

❊اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز احتمال آنها می‌باشد.
منبع: یافته‌های تحقیق

بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آنها نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش در سطح مانا بوده و با دارا بودن میانگین، واریانس و ساختار خودکوواریانس ثابت در روند سری زمانی خود، فرضیه صفر مبنی بر نامانایی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در مورد این متغیرها رد خواهد شد.

۵-۲- *نتایج حاصل از وجود وابستگی فضایی*

قبل از برآورد مدل PSTR برای تأکید بر ضرورت استفاده از متغیرهای فضایی در این مطالعه، آزمون‌های LM و موران انجام شده است. نتایج این آزمون‌ها به‌طور خلاصه در جدول (۳) ارائه شده‌اند.

1. Levin, Lin and Chu (LLC)
2. Im, Pesaran and Shin (IPS)
3. Phillips & Perron (PP)
4. Dicky Fuller (ADF)

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون LM و موران

معادله	آماره آزمون	مقدار آماره	سطح احتمالی
معادله استرس و اشتغال (معادله ۱۰)	LM	۹۵/۷	۰/۰۱۱۴
	Moran	۰/۱۴۲	۰/۰۰۰۶
معادله استرس و رشد اقتصادی (معادله ۱۱)	LM	۸۵/۳	۰/۰۲۱۳
	Moran	۰/۱۲۳	۰/۰۰۰۹

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون LM فرضیه صفر مبنی بر عدم معناداری وابستگی فضایی میان مشاهدات در سطح پنج درصد را رد می‌کند و از این‌رو وابستگی فضایی میان مشاهدات مورد تأیید قرار می‌گیرد. هم‌چنین نتیجه حاصل از آزمون موران نیز فرضیه عدم وجود خودهمبستگی فضایی، در بین جملات اخلال را در سطح پنج درصد رد می‌کند و بنابراین خودهمبستگی در بین جملات اخلال وجود دارد. در نتیجه می‌توان برای برآورد مدل‌ها از حاصلضرب ماتریس مجاورت در متغیرها به‌عنوان عامل فضایی کمک گرفت.

۵-۳- *نتایج برآورد مدل PSTR*

به پیروی از مباحث مطرح شده در بخش روش شناسی، ابتدا فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با درنظرگرفتن استرس مالی محلی در دو مدل اشتغال و رشد اقتصادی به‌عنوان متغیرهای انتقال آزمون شده و نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴. آزمون‌های وجود رابطه غیرخطی

متغیر انتقال	فرضیه آزمون	M=1			M=2		
		LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
معادله رشد اقتصادی و استرس							
استرس مالی محلی	$H_0: r = 0$ $H_1: r = 1$	۵/۶۶۶ (۰/۰۲۹)	۴/۷۵۴ (۰/۰۰۶)	۵/۷۰۶ (۰/۰۰۱)	۷/۶۸۹ (۰/۰۰۲)	۳/۱۸۶ (۰/۰۱۳)	۷/۷۶۳ (۰/۰۰۰)
معادله اشتغال و استرس							
استرس مالی محلی	$H_0: r = 0$ $H_1: r = 1$	۴/۷۶۸ (۰/۰۰۰)	۲/۴۷۳ (۰/۰۲۲)	۴/۷۹۶ (۰/۰۰۳)	۱۰/۳۵۹ (۰/۰۰۰)	۲/۶۰۹ (۰/۰۴۳)	۱۰/۴۹۴ (۰/۰۰۰)

توجه: M بیانگر تعداد مکان‌های استان‌های و r بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشد. هم‌چنین مقادیر احتمال مربوط به هر آماره داخل پرانتز گزارش شده است. منبع: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج این جدول، تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F) و نسبت درست‌نمایی (LR) برای یک یا دو حد آستانه‌ای ($M=2$) و ($M=1$) نشان می‌دهند که رابطه بین متغیرهای مورد مطالعه از یک مدل غیرخطی تبعیت می‌کند.

پس از نتیجه‌گیری و اطمینان از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد بررسی، یعنی وجود حداقل یک تابع انتقال، در ادامه باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را به‌منظور تعیین تعداد توابع انتقال بررسی کرد. برای این منظور به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، 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 (۵) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر کفایت در نظر گرفتن یک تابع انتقال در هر دو حالت وجود یک یا دو حد آستانه‌ای رد نشده است، از این‌رو با لحاظ نمودن یک تابع انتقال، هیچ نوع رابطه غیرخطی باقیمانده‌ای وجود نخواهد داشت. بنابراین صرف لحاظ کردن یک تابع انتقال قادر به تصریح رفتار غیرخطی بین استرس مالی محلی با اشتغال و رشد اقتصادی می‌باشد. لازم به ذکر است نتایج به‌دست آمده در هر دو مدل برقرار است.

جدول ۵. آزمون‌های وجود رابطه غیرخطی باقیمانده‌ها

متغیر انتقال	فرضیه آزمون	M=1			M=2		
		LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
معادله رشد اقتصادی و استرس							
استرس مالی محلی	$H_0: r = 0$ $H_1: r = 1$	۱/۰۴۱ (۰/۷۹۱)	۰/۳۱۳ (۰/۸۱۶)	۱/۰۴۲ (۰/۷۹۱)	۲/۶۸۱ (۰/۸۴۸)	۰/۴۰۲ (۰/۸۷۸)	۲/۶۹۰ (۰/۸۴۷)
معادله اشتغال و استرس							
استرس مالی محلی	$H_0: r = 0$ $H_1: r = 1$	۲/۷۹۴ (۰/۴۲۴)	۰/۸۴۵ (۰/۴۷۰)	۲/۸۰۴ (۰/۴۲۳)	۸/۷۷۱ (۰/۱۸۷)	۱/۳۳۵ (۰/۲۴۱)	۸/۸۶۸ (۰/۱۸۱)

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از آزمون‌های خطی بودن و انتخاب یک تابع انتقال، در ادامه باید تعداد مکان‌های آستانه‌ای ضروری برای مدل نهایی انتخاب شوند. برای این منظور و با پیروی

از جود[1] (۲۰۱۰)، دو مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده شده و برای هرکدام از آنها مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز[2] و معیار اطلاعات آکائیک[3] محاسبه شده است. ملاک تعیین تعداد حد آستانه‌ای بدین صورت است که برای هرکدام از حدآستانه‌های (M=2) و (M=1)، حد آستانه‌ای که معیار مجذور باقیمانده‌های کمتری داشته باشد، به‌عنوان آستانه انتخاب می‌شود؛ در صورتی که این معیار برای هر دو حد آستانه‌ای هم یکسان باشد، آنگاه معیار انتخاب حدآستانه بهینه، حداقل معیار آکائیک می‌باشد.

در جدول (۶)، معیارهای عنوان شده برای هر دو مدل PSTR ارائه شده نشان دهنده یک تابع انتقال و یک حد آستانه برای بررسی رفتار غیرخطی بین متغیرهای مورد بررسی می‌باشد.

جدول ۶. تعیین تعداد مکان‌های استان‌های در یک تابع انتقال

متغیر انتقال	M=1			M=2		
	معیار شوارتز	معیار آکائیک	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک	مجموع مجذور باقیمانده‌ها
معادله رشد اقتصادی و استرس						
استرس مالی محلی	۵/۱۱۱۹	۵/۰۳۲۵	۰/۶۴۲۳	۵/۱۲۹۱	۵/۰۳۹۸	۰/۸۲۱۳
معادله اشتغال و استرس						
استرس مالی محلی	۱/۶۳۸۶	۱/۵۵۹۲	۲/۱۱۹۱	۱/۶۵۶۷	۱/۵۶۷۴	۲/۲۰۹۵

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از انتخاب مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه که بیانگر یک مدل دو رژیمی است، در ادامه مدل فوق برآورد شده است. جدول (۷)، نتایج حاصل از برآورد معادلات "اثرات استرس مالی محلی بر رشد اقتصادی" و "اثرات استرس مالی محلی بر اشتغال" را نشان می‌دهد. در معادله رشد اقتصادی، پارامتر شیب استرس مالی محلی

1. Jude
2. Schwarz Criterion
3. Akaike Information Criterion

(به‌عنوان متغیر انتقال) که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد، معادل سرعت تعدیل ملایم ۲/۴۸۳۰ برآورده شده است، که این معیار در معادله اشتغال ۳/۰۷۸۸ می‌باشد و نشان می‌دهد که انتقال از رژیم خطی به غیرخطی در معادله اشتغال و استرس با سرعت بالاتری نسبت به معادله رشد اقتصادی و استرس انجام می‌گیرد. هم‌چنین مکان وقوع تغییر رژیم در مدل‌های "رشد اقتصادی و استرس" و "اشتغال و استرس" به‌ترتیب ۱/۲۹۵۶ و ۱/۹۰۹۷ می‌باشد، لذا در صورتی که عدد استرس مالی محلی در معادله رشد اقتصادی و استرس از ۱/۲۹۵۶ و در معادله اشتغال و استرس نیز از ۱/۹۰۹۷ تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن از حد آستانه‌ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت.

جدول ۷. تایج تخمین مدل PSTR (متغیر انتقال: استرس مالی محلی)

متغیرها	معادله رشد اقتصادی و استرس		معادله اشتغال و استرس	
	مدل خطی	مدل غیرخطی	مدل خطی	مدل غیرخطی
استرس مالی محلی	۰/۲۵۰۹* (۳/۴۹۰۵)**	-۰/۳۵۴۲ (-۳/۵۴۹۷)**	۰/۲۸۰۰ (۴/۲۱۹۹) **	-۰/۴۱۹۲ (-۴/۳۹۱۵)**
استرس مالی محلی فضایی	۰/۰۸۴۶ (۳/۴۸۰۰) **	۰/۰۳۶۵ (۳/۴۷۳۰) **	۰/۱۳۲۶ (۳/۱۲۶۷) **	۰/۰۷۵۲ (۳/۴۵۸۲) **
نرخ اشتغال فضایی	-	-	-۰/۰۳۸۵ (-۳/۰۱۷۲)**	-۰/۰۴۰۶ (-۳/۱۸۸۵)**
رشد اقتصادی فضایی	۰/۰۵۳۶ (۲/۹۱۵۸)***	-۰/۰۶۴۶ (-۲/۸۷۲۹)***	-	-
پارامتر شیب	۲/۴۸۳۰		۳/۰۷۸۸	
مکان وقوع تغییر رژیم	۱/۲۹۵۶		۱/۹۰۹۷	

*اعداد بالا نشان دهنده ضرایب و اعداد داخل پرانتز آماره t متغیرهاست.

** نشان‌دهنده معناداری در سطح یک درصد، *** نشان‌دهنده معناداری در سطح پنج درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

از آنجایی که ضرایب متغیرها با توجه به مقدار متغیرهای انتقال در هر دو مدل و پارامتر شیب تغییر می‌یابند و برای استان‌های مختلف و در طول زمان یکسان

نمی‌باشند، نمی‌توان مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول (۷) را به‌طور مستقیم تفسیر کرد و فقط باید علامت‌ها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

به‌منظور ارائه درک روشن‌تری از نتایج حاصل شده، دو رژیم حدی موجود در دو مدل بررسی می‌شوند. رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی نهایت میل کند و مقدار متغیر انتقال (استرس مالی محلی) در دو مدل "رشد اقتصادی و استرس" و "اشتغال و استرس" کمتر از حد آستانه‌ای باشد، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

رژیم حدی اول برای مدل اثرات استرس مالی محلی بر رشد اقتصادی:

$$GDP_{it} = 0.2509FSI_{it} + 0.0846w_iFSI_{it} + 0.0536w_iGDP_{it} \quad (۷)$$

رژیم حدی اول برای مدل اثرات استرس مالی محلی بر اشتغال:

$$EM_{it} = 0.2800FSI_{it} + 0.1326w_iFSI_{it} - 0.0385w_iEM_{it} \quad (۸)$$

رژیم حدی دوم نیز متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، اما مقدار متغیر انتقال (استرس مالی محلی) بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای باشد، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

رژیم حدی دوم برای مدل اثرات استرس مالی محلی بر رشد اقتصادی:

$$GDP_{it} = -0.1033FSI_{it} + 0.1211w_iFSI_{it} - 0.011w_iGDP_{it} \quad (۹)$$

رژیم حدی دوم برای مدل اثرات استرس مالی محلی بر اشتغال:

$$EM_{it} = -0.1392FSI_{it} + 0.2075w_iFSI_{it} - 0.0791w_iEM_{it} \quad (۱۰)$$

همان‌طورکه مشاهده می‌شود، استرس مالی محلی در رژیم اول دارای اثرگذاری مثبت و معناداری بر روی اشتغال و رشد اقتصادی در استان‌های ایران است. ولی با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم، دارای اثرگذاری منفی بر اشتغال و رشد اقتصادی می‌باشد، به گونه‌ای که از ۰/۲۵ به ۰/۱۰- در رابطه رشد اقتصادی و از ۰/۲۸ به ۰/۱۳- در رابطه اشتغال تغییر داشته است و اینها بیانگر رابطه نامتقارن بین "رشد اقتصادی و استرس" و "اشتغال و استرس" در سطوح مختلف استرس مالی محلی و در استان‌های همجوار می‌باشد. به عبارتی، سلامت دولت‌های محلی، کارایی و پایداری این دولت‌ها می‌تواند در بهبود رشد اقتصادی و بازار نیروی کار در ایران تأثیر به‌سزایی داشته باشد. اگرچه در مراحل اولیه به‌دلیل محتاط شدن دولت‌ها و افزایش ریسک عملیاتی و اجرایی، رشد اقتصادی و اشتغال افزایش می‌یابد، ولی در ادامه به‌دلیل عبور از حد آستانه استرس

و نزدیک شدن به بحران این وضعیت وخیم شده و نیاز به تمرکز و برنامه‌ریزی مؤثری برای آن می‌باشد.

علت این نتیجه‌گیری را می‌توان در تفاوت‌ها ساختاری و برنامه‌ریزی دولت‌های محلی دانست که تا چه حد توانایی کنترل درآمدها و هزینه‌ها خود را دارند و از این توانایی در بهبود رشد اقتصادی و اشتغال استان بهره می‌گیرند. استرس مالی سبب برهم زدن تعادل بین درآمدها و هزینه‌های استانی و محلی می‌شود. در ابتدا این اثرات بر دو متغیر رشد اقتصادی و اشتغال آنی و مثبتی است، ولی با عبور از حد آستانه استرس مالی و اعمال فشارهای متأثر از آن، توانایی کنترل این عدم تعادل از بین رفته و سبب کاهش رشد اقتصادی و اشتغال طی دوره زمانی مورد بررسی خواهد شد.

از آنجایی که توسعه بازار کار و رشد اقتصادی منطقه‌ای، تنها محدود به مرزهای منطقه‌ای و ناحیه‌ای نبوده و به مناطق دیگر سرریز می‌شود، لذا به‌دلیل تأثیر استرس مالی محلی در استان‌های همسایه و هم‌مرز و اثرات سرریز که ناشی از حرکت نیروی کار و سرمایه بین نواحی است، منجر به اثرگذاری بیشتر استرس مالی محلی بر اشتغال و رشد اقتصادی در حالت فضایی شده است.

این موضوع نشان می‌دهد که توانایی یا عدم توانایی دولت‌های محلی در کنترل درآمدها و هزینه‌ها، نه تنها شاخص‌های اقتصادی خود منطقه را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد، بلکه به نواحی همجوار خود نیز سرایت کرده و سبب خروج سرمایه و نیروی کار به‌عنوان دو عامل عمده در بهبود رشد اقتصادی منطقه می‌شود، لذا تصمیم‌گیری و برنامه‌ریزی دولت‌های محلی در صرف درآمدها و هزینه‌های ملی و محلی از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است.

در معادله رشد اقتصادی و در رژیم دوم با عبور از حد آستانه‌ای استرس، افزایش استرس مالی محلی موجب کاهش رشد اقتصادی به اندازه ۰/۱۰۳۳ واحد شده است، که این نتیجه نشان دهنده کاهش و به تعویق انداختن سرمایه‌گذاری‌ها در دوره استرس مالی می‌باشد که این خود موجب کاهش در کارایی فنی و تخصیصی دولت‌های محلی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی خواهد شد.

هم‌چنین با افزایش استرس مالی محلی فضایی در رژیم دوم، یا به عبارتی افزایش استرس مالی در استان‌های همجوار، رشد اقتصادی در استان مربوطه به‌میزان ۰/۱۲۱۱ واحد افزایش می‌دهد. تعویق در سرمایه‌گذاری‌ها و عدم کارایی در تخصیص درآمدها و

هزینه‌ها، منجر می‌شود، فرصت‌های سرمایه‌گذاری نصیب استان‌های همجوار شود، و تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی افزایش یابد.

با افزایش رشد اقتصادی فضایی نیز، ابتدا رشد اقتصادی در استان‌های همجوار افزایش یافته، ولی به‌دلیل رقابت بین استان‌ها در بهبود و بالا بردن تولیدات، بعد از عبور از آستانه و وارد شدن به رژیم دوم، این سهم بالای رشد اقتصادی نصیب استانی می‌شود، که قدرت جذب سرمایه و نیروی کار ماهر را داشته باشد، لذا رشد اقتصادی به‌طور کلی روند کاهشی خواهد داشت.

در معادله اشتغال و در رژیم دوم با عبور از حد آستانه‌ای استرس، با افزایش فشارها و تنش‌های مالی در دولت‌های محلی و یا به عبارت بهتر افزایش شاخص استرس مالی محلی، اشتغال به اندازه ۰/۱۳۹۲ واحد کاهش می‌یابد، که این موضوع به همان دلایل خروج سرمایه و مهاجرت نیروی کار مرتبط می‌شود، به‌دلیل توهم‌های موجود در بازار نیروی کار، تأثیرپذیری اشتغال از استرس مالی نسبت به رشد اقتصادی بیشتر است. واکنش بازار نیروی کار نسبت به فشارهای مالی و عدم اشتغال باعث کاهش و مهاجرت نیروی کار ماهر و متخصص می‌شود. همین موضوع در استرس مالی محلی فضایی و اشتغال فضایی نیز نمود دارد، با افزایش استرس مالی محلی در استان‌های هم‌مرز، اشتغال در استان مربوطه به اندازه ۰/۲۰۷۵ واحد افزایش می‌یابد.

در کل می‌توان گفت تأثیرپذیری اشتغال از استرس مالی محلی چه در حالت فضایی و چه در حالت غیرفضایی نسبت به رشد اقتصادی بیشتر است، این موضوع نشان‌دهنده اهمیت نیروی کار در تابع تولید و رشد اقتصادی منطقه می‌باشد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در کشورهای در حال توسعه‌ای هم‌چون ایران، به‌دلیل آنکه توسل به درآمدهای مالیاتی پاسخگوی هزینه‌های جاری و عمرانی دولت نبود، و اتکا به درآمدهای نفتی نیز از ثبات و پایداری لازم برخوردار نمی‌باشد، بحث سرمایه‌گذاری دولتی، کسری بودجه و بدهی‌های عمومی و پیامدهای آنها بر ساختار اقتصادی کشور بسیار حائز اهمیت است. به ویژه آنکه در این قبیل کشورها، بخش خصوصی باوجود برخورداری از کارایی و بهره‌وری بالاتر نسبت به بخش دولتی، سهم قابل توجهی از فعالیت‌های اقتصادی را دارا نیست. از سوی دیگر، رشد بخش خصوصی در این کشورها نیازمند رشد پس‌انداز و سرمایه‌گذاری این بخش و حاکم شدن فضای اطمینان در اقتصاد می‌باشد، این در حالی

است که استقراض دولت از اقتصاد داخلی برای تأمین مالی کسری بودجه، بسته به شرایط و ساختار اقتصاد، هم‌چنین ترکیب ابزارهای بدهی می‌تواند منجر به نااطمینانی، محدودیت دسترسی بخش خصوصی به منابع مالی، کاهش پس‌انداز و غیره شود. در نتیجه این امر علاوه بر اینکه ناکارایی در تخصیص منابع عمومی و اختلال در سیستم بازار باقی خواهد ماند، بخش خصوصی در اقتصاد نیز منقبض می‌شود، در نتیجه رشد اقتصادی می‌تواند کاهش یابد، حتی در بلندمدت استمرار چنین شرایطی می‌تواند منجر به ناپایداری بدهی‌های دولتی و در نتیجه کاهش رشد بلندمدت اقتصادی شود (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۲).

لذا این ضرورت احساس می‌شود که سیاست‌گذاران در دولت‌های مرکزی و محلی به علامت‌های دقیق و به موقع از استرس مالی برای واکنش به اثرات این نوع استرس‌ها نیاز دارند. به ویژه در ایران که طی سال‌های اخیر با قرار گرفتن در معرض تحریم‌های اقتصادی و سیاسی، دچار محدودیت منابع مالی شده و با کاهش فعالیت‌های اقتصادی، کاهش حاشیه سود شرکت‌ها و متضرر شدن بازارهای مالی، بر توسعه این بازارها و سایر متغیرهای کلان اقتصادی اثر می‌گذارد.

لذا با وجود این علائم در ساختار وضعیت مالی دولت مرکزی و استان‌های ایران، ضرورت بررسی دقیق سایر مؤلفه‌های بیانگر استرس مالی در استان‌های ایران بیش از پیش آشکار می‌شود تا حداقل بتوان از وقوع بحران مالی جلوگیری به عمل آید.

در این مطالعه تلاش می‌شود. با محاسبه یک شاخص از فشارها و استرس مالی در دولت‌های محلی ایران که ناشی از درآمدها و هزینه‌های ملی و محلی در هر استان می‌باشد، وضعیت مالی در استان‌ها شفاف‌سازی شود. سپس به برآورد اثرات این شاخص در قالب اثرات آستانه‌ای و فضایی بر دو متغیر مهم اقتصادی یعنی رشد اقتصادی و اشتغال اقدام شده است. نتایج گویای اثربخشی بالای بازار نیروی کار از استرس در مقابل رشد اقتصادی می‌باشد. استرس مالی سبب برهم زدن تعادل بین درآمدها و هزینه‌های استانی و محلی می‌شود. در ابتدا این اثرات بر دو متغیر رشد اقتصادی و اشتغال اثر آنی و مثبتی دارد، ولی با عبور از حد آستانه استرس مالی و اعمال فشارهای متأثر از آن، توانایی کنترل این عدم تعادل از بین رفته و باعث کاهش رشد اقتصادی و اشتغال طی دوره زمانی مورد بررسی خواهد شد.

از سوی دیگر، توانایی یا عدم توانایی دولت‌های محلی در کنترل درآمدها و هزینه‌ها، نه تنها شاخص‌های اقتصادی خود منطقه را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد، بلکه به

نواحی همجوار خود نیز سرایت کرده و سبب خروج سرمایه و نیروی کار به‌عنوان دو عامل عمده در بهبود رشد اقتصادی منطقه می‌شود، لذا تصمیم‌گیری و برنامه‌ریزی دولت‌های محلی در صرف درآمدها و هزینه‌های ملی و محلی از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است.

از این‌رو، لزوم اجرایی شدن سیاست‌های اصلاحی در بازار نیروی کار، ایجاد سیاست‌های مؤثر و انعطاف‌ناپذیر در جهت کاهش بیکاری، توسعه سیاست‌ها برای رونق تولید منطقه‌ای، تمرکززدایی و سیاست‌های مالیاتی منعطف و سازگار با ساختار استان‌ها و مهم‌تر از همه، توسعه متوازن منطقه‌ای می‌تواند نرخ بیکاری را نه تنها در سطح استانی بلکه در سطح ملی نیز کاهش دهد، چرا که رشد نامتوازن استان‌ها منجر به تحرک عوامل تولید (از جمله نیروی کار) به سمت استان‌های با محیط کسب‌وکار مناسب شده و علاوه بر ایجاد مسائل اجتماعی و محیط‌زیستی در استان‌های نسبتاً توسعه‌یافته، سبب از دست رفتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری در استان‌های کمتر توسعه‌یافته می‌شود. به بیان دیگر، عدم توجه به الگوی توسعه متوازن در استان‌های کشور منجر به تخصیص ناکارآمد منابع در سطح کلان شده و فرصت‌ها و پتانسیل‌های زیست‌محیطی و اقلیمی استان‌ها به مرور زمان از دست خواهد رفت. باتوجه به نتایج به‌دست آمده، پیشنهادات زیر ارائه می‌شود:

- از آنجایی که استان‌های مرزنشین بالاترین حجم استرس مالی را نسبت به استان‌های مرکزی و حومه پایتخت را دارند، لذا پیشنهاد می‌شود دولت مرکزی توجه ویژه‌ای در تنظیم و برآورد بودجه این استان‌ها داشته باشد.
- باتوجه به اهمیت استرسی مالی و هم‌چنین اثرات آن بر رشد اقتصادی و اشتغال، لازم است برنامه‌ریزان و کارشناسان اقتصادی به توزیع عادلانه منابع مالی جهت تشخیص و کنترل درآمدها و هزینه‌ها اقدام ورزند. البته چنین ارزیابی‌ای بایستی در سطح هر استان انجام شود، و پس از آن واگذاری اختیارات به هر استان به‌صورت تدریجی صورت پذیرد.
- استانی کردن بسیاری از پروژه‌ها و طرح‌های عمرانی که باعث افزایش تولید و اشتغال در منطقه شود. هم‌چنین موجب جذب سرمایه‌گذاری و عدم خروج منابع مالی از استان‌ها شود.
- باتوجه به اثرگذاری بالای استرس مالی بر بازار نیروی کار نسبت به رشد اقتصادی، بایستی نظام حکومت محلی و مدیریت شهری به ویژه در استان‌های

مرزنشین که خطر استرس بالایی دارند، با شیوه‌های متفاوت و با روش‌های مختلف بر امر اشتغال تأثیرگذار باشند. چون در کشورهای در حال توسعه، این اختیارات در زمره وظایف اصلی مدیریت شهری نبوده و بیشتر در حیطه عملکردی سازمان‌های تابعه وزارت کار، امور اجتماعی و تعاون می‌باشد.

- کاهش وابستگی به بخش دولتی و برنامه‌ها و طرح‌های توسعه استانی به‌منظور گشایش بیشتر راه‌های تأمین مالی برای سایر بخش‌های اقتصادی و شناسایی منابع مالی جدید

منابع

۱. سلمانی، یونس، یاوری، کاظم، سحابی، بهرام و اصغرپور، حسین (۱۳۹۵). "اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، دوره ۵، شماره ۱۸، ۱۰۷-۸۱.

۲. عباسی، ابراهیم، رستگارنیا، فاطمه و حسینو، مهدی (۱۳۹۴)، "بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت و رشد اقتصادی استان‌ها"، *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۰(۲)، ۱۹-۳.

3. Arnett, Sarah B. (2012). Fiscal Stress in the U.S. States: An Analysis of Measures and Responses. *Dissertation, Georgia State University*.
4. Berti, K., Salto M., & Lequien, M. (2012). An early-detection index of fiscal stress for EU countries . *European Commission Directorate-General for Economic and Financial Affairs*.
5. Brian S., & Daniel E.O. (1993), Fiscal Stress and Productivity Improvement: Local Government Managers' Perspective , *Public Productivity & Management Review*, 17(2), 101-112.
6. Chen, B. & Woo, Y. P. (2010). Measuring Economic Integration in the Asia-Pacific Region: A Principal Components Approach. *Asian Economic Papers*, 9(4), 121–143.
7. Chen, Ch., Yao, Sh., Hu, P., & Lin, Y. (2016). Optimal Government Investment and Public Debt in an Economic Growth Model. *China Economic Review*, 45, 257-278.
8. Chiou, J. S., Wu, P. S., & Huang, B. Y. (2011). How Derivative Trading Among Banks Impacts SME Lending. *Interdisciplinary Journal of Research in Business*, 1(4), 1-11.
9. Fok, D., van Dijk, D., & Franses, P. (2004). A Multi-Level Panel STAR Model for US Manufacturing Sectors. *Working Paper, University of Rotterdam*.

10. Gonzalez, A., Terasvirta, T., & Van Dijk, D. (2005). Panel Smooth Transition Regression Models. SEE/EFI *Working Paper Series in Economics and Finance,* 604, 1-33.
11. Groves, M., Maureen, W., & Shulman, A. (1981). Financial Indicators for Local Government. *Public Budgeting & Finance*, 5-19.
12. Hansen, B. E. (1999). Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference. Journal of Econometrics, 93(2), 345-368
13. Hendrick, R. (2004). Assessing and Measuring the Fiscal Health of Local Governments: Focus on Chicago Suburban Municipalities. *Urban Affairs Review* 40 (1):78-114.
14. Johannsen, B. K. (2013). When are the Effects of Fiscal Policy Uncertainty Large?; *Board of Governors of the FRS, Mimeo*.
15. Jude, E. (2010). Financial Development and Growth: A Panel Smooth Regression Approach. *Journal of Economic Development*, 35, 15-33.
16. Kamnikar, A., Edward G., and H. Deal. (2006). Assessing a State's Financial Condition. *Journal of Government Financial Management*: 30-36.
17. Magkonis, G., and Tsopanakis, A. (2016). The financial and fiscal stress interconnectedness: The case of G5 economies. *International Review of Financial Analysis* 46, 62–69
18. McDonald, Bruce D. (2017), The Challenges and Implications of Fiscal Health, *Department of Public Administration North Carolina State University.*
19. Mead, Dean Michael. (2006). A Manageable System of Economic Condition Analysis for Governments. *In Public Financial Management, edited by H. Frank. Boca Raton: Taylor and Francis*.
20. Scorsone, Eric A., and Christina Plerhoples. (2010). Fiscal Stress and Cutback Management amongst State and Local Governments: What Have We Learned and What Remains to Be Learned? *State & Local Government Review* 42 (2):176-187.
21. Thompson, P.N. (2017). Effects of Fiscal Stress Labels on Municipal Government Finances, Housing Prices, and the Quality of Public Services: Evidence from Ohio. *Regional Science and Urban Economics,* http://dx.doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2017.03.001
22. Wang, XiaoHu, Lynda Dennis, and Yuan Sen (Jeff) Tu. (2007). Measuring Financial Condition: A Study of U.S. States. *Public Budgeting & Finance*: 1- 21.
23. Yu Shi (2019): A Response to Fiscal Stress: Public Sector Employment Reduction across States during a Budget Crisis, *International Journal of Public Administration.*

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۹/ ص ۶۰۸-۵۸۵

تبیین رابطه بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی با استفاده از شاخص ترکیبی فازی

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.3.3.9

سید منصور خلیلی عراقی[۱]، سجاد برخورداری[۲*]، امین گلوانی[۳]

۱. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، khalili@ut.ac.ir

۲. استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، barkhordari@ut.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، gallavani@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۲/۲۴

چکیده

هدف این مطالعه بررسی تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های پولی (تأثیر آن بر متغیرهای هدف بانک مرکزی) برای کشورهای OECD و OPEC در دوره ۲۰۰۱-۲۰۱۷ بر اساس داده‌های سالانه است. برای این منظور از شاخص جامع معرفی شده توسط صندوق بین‌المللی پول (IMF) در سال ۲۰۱۶ که با استفاده از منطق فازی بهینه گردیده است، به‌عنوان پراکسی توسعه مالی استفاده شده و هم‌چنین به‌منظور سنجش روابط از مدل اقتصادسنجی MMG بهره گرفته شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد در کشورهای CEPO توسعه مالی ضعیف سبب افزایش کارایی سیاست‌های پولی بر تورم می‌شود، این در حالی است که تأثیر معنی‌داری بر کارایی سیاست‌های پولی بر رشد تولید ندارد. هم‌چنین نتایج نشان‌دهنده آنست که در کشورهای DCEO توسعه مالی قوی سبب افزایش کارایی سیاست‌های پولی بر تورم و رشد تولید می‌گردد، اما این آثار در مقایسه با کشورهای CEPO اندک است.

طبقه‌بندی JEL: E52, O23, G21

واژه‌های کلیدی: توسعه مالی، شاخص ترکیبی، کارایی سیاست پولی، منطق فازی

*. نویسنده مسئول، شماره تماس □□□□□□□□□□□

۱- مقدمه

یکی از موضوعات مهمی که در دهه‌های اخیر به‌صورت گسترده‌ای مورد توجه محققان اقتصادی قرارگرفته است، توسعه مالی می‌باشد. مفهوم توسعه مالی پس از طرح مفهوم سرکوب مالی[1]، در دهه هفتاد بیشتر موردتوجه قرارگرفته است. سیستم مالی با شبکه‌ای از بازارهای مالی، تجار، خانوارها، دولت و مؤسساتی که در سیستم مشارکت می‌کنند با انتقال جریان پول، انواع سپرده‌ها و انواع اوراق بهادار و ابزارهای پول و سرمایه به گروه‌های مختلف کارگزاران بازار در بخش حقیقی اقتصاد، تزریق کننده حیات به بخش حقیقی اقتصاد می‌باشد. سیستم‌های مالی کارآمد می‌توانند از طریق کسب اطلاعات درباره فرصت‌های سرمایه‌گذاری تجمیع و تجهیز پس‌اندازها، نظارت بر سرمایه‌گذاری‌ها و اعمال حاکمیت شرکتی، تسهیل مبادله کالاها و خدمات و توزیع و مدیریت ریسک، با کاهش هزینه‌های مبادله و کسب و تحلیل اطلاعات، موجب تخصیص بهتر منابع گردند. درصورتی‌که نظام مالی این وظایف خود را به نحو مطلوب انجام دهد توسعه مالی شکل می‌گیرد و می‌تواند به‌عنوان مکمل بخش واقعی اقتصاد عمل کند (جهانگرد، ۱۳۹۰).

توسعه مالی شامل بهبود در چندین زیرسیستم مالی، به شرح زیر می‌باشد ۱. انباشت پس‌اندازها ۲. تخصیص سرمایه به سرمایه‌گذار مولد ۳. نظارت بر این سرمایه‌گذاری‌ها ۴. تنوع ریسک و ۵. مبادله کالا و خدمات (لوین[2]، ۲۰۰۵). هر کدام از این زیرسیستم‌های مالی می‌توانند تصمیمات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و کارایی تخصیص منابع را تحت تأثیر قرار دهند. در نتیجه توسعه مالی، انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی و عامل بهره‌وری کل (سه عامل تعیین رشد اقتصادی) را تحت تأثیر قرار می‌دهد. گسترش توسعه مالی سبب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و محدودیت‌های مالی و ارتقای توزیع ریسک می‌شود، هم‌چنین می‌تواند از طریق شتاب‌دهنده‌های مالی توانایی سیستم‌های مالی را در جذب شوک‌ها و جلوگیری از تشدید چرخه‌ها، افزایش دهد (برنانک[3] و دیگران، ۱۹۹۹)، که می‌تواند منجر به کاهش نوسان، نابرابری در اقتصاد و رشد اقتصادی شود. بر همین اساس می‌توان توسعه مالی را به‌عنوان بستر اجرای

1. Financial Repression
2. Levine
3. Bernanke

سیاست‌های کلان اقتصادی قلمداد کرد، که کارکرد آن می‌تواند اهداف نهایی (رشد اقتصادی، کاهش نابرابری و ...) سیاست‌گذاران کلان اقتصادی را محقق کند.

توسعه مالی یک مفهوم گسترده می‌باشد که دربرگیرنده توسعه بخش بانکی، توسعه بخش مالی غیربانکی، توسعه بخش پولی و سیاست‌گذاری پولی، مقررات و نظارت بانکی، باز بودن بخش مالی[1] و محیط نهادی می‌باشد. در مطالعات ابتدایی در زمینه توسعه مالی، از شاخص‌های مانند عمق مالی[2]، سرکوب مالی، سهم بخش خصوصی از کل تسهیلات بانکی و ... به‌عنوان شاخص توسعه مالی بهره گرفته شده است، مطالعات جدید نشان می‌دهد که استفاده از این شاخص‌ها که فقط یک جنبه از توسعه مالی را مدنظر قرار می‌دهند، ممکن است گمراه‌کننده باشد به‌عبارت‌دیگر این شاخص‌ها نماینده خوبی برای سنجش توسعه مالی محسوب نمی‌شوند. بر این اساس در مطالعات اخیر برای بررسی توسعه مالی از شاخص‌های ترکیبی بهره گرفته شده است.

نظام‌های مالی کارآمد با شناسایی و تأمین مالی فرصت‌های مناسب کسب‌وکار، تجهیز پس‌اندازها، پوشش و متنوع سازی ریسک و هم‌چنین تسهیل مبادلات کالاها و خدمات، موجب گسترش فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌شوند. از سوی دیگر، افزایش کارایی در سیستم مالی درنهایت با بهبود تخصیص منابع، ارتقای سرمایه‌گذاری و تسریع در انباشت سرمایه، موجبات رشد بالاتر اقتصادی را فراهم می‌آورند (کرین[3] و همکاران، ۲۰۰۴). مدیریت نظام مالی بر عهده بانک مرکزی می‌باشد، بانک مرکزی با استفاده از ابزارهای سیاستی، نهادی و مقرراتی در اختیار خود، می‌تواند در راستای اصلاح و بهینه‌سازی ساختار این نظام گام برمی‌دارد. به‌عبارت‌دیگر بانک مرکزی به‌واسطه مسئولیت مدیریت و نظارت بر بازار پول و سرمایه، نقش مهمی در شکل‌گیری توسعه مالی ایفا می‌کند.

دیدگاه‌های کنونی درباره مکانیسم انتقال پول نقش مهمی در توسعه بخش مالی و درک کارایی سیاست پولی دارند. در حقیقت انتقال سیاست پولی یک فرایند مالی با استفاده از سیستم مالی می‌باشد که از طریق آن سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد اثر می‌گذارد. درواقع، هر دو نوع پول اعتباری و سنتی، کانال‌های انتقال سیاست پولی از طریق سیستم مالی محسوب می‌شوند. به‌ویژه پول اعتباری به‌عنوان یک کانال انتقال

1. Financial openness
2. Financial depth
3. Creane

بسیار قوی برای تأثیرگذاری سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد به‌شمار می‌رود (برنانکه[1] و گرتلر[2]، ۱۹۹۵). از این‌رو، درجه توسعه بخش مالی برای توضیح کارایی سیاست پولی مهم فرض شده است، به‌طوری‌که تأثیر سیاست پولی به شدت به ساختار و شرایط سیستم مالی بستگی دارد (کارنزا[3] و دیگران، ۲۰۱۰؛ میشر[4] و دیگران، ۲۰۱۲؛ ما[5] و لین[6]، ۲۰۱۶).

اگرچه، رابطه بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی پیچیده می‌باشد، اما به‌صورت کلی یک سیستم مالی کارا، پیش‌نیاز یک سیاست پولی کارا در نظر گرفته می‌شود. با این‌حال، تفاوت ساختار مالی در کشورهای مختلف منجر به ایجاد تفاوت در مکانیسم انتقال پول، و هم‌چنین اثرات نامتقارن سیاست پولی در آن کشورها می‌شود. به‌عنوان‌مثال، افزایش نوآوری مالی در اقتصادی توسعه‌یافته و رقابتی، منجر به کاهش کارایی سیاست پولی می‌شود، به این دلیل که ساختار رقابتی اقتصاد، برای عوامل بخش خصوصی در مقابل شوک‌های پولی و تغییرات نامطلوب هزینه، یک مکانیسم بیمه‌ای فراهم می‌کند. درحالی‌که، کارایی سیاست پولی در اقتصادهایی با سیستم مالی ضعیف و وابستگی زیاد شرکت‌ها به اعتبارات بانکی، بیشتر می‌باشد. از سوی دیگر با کمبود منابع بانک‌ها، اعطای اعتبار به‌صورت قابل‌ملاحظه‌ای محدود می‌شود و ممکن است سیاست پولی کارایی کمی داشته باشد یا در بهترین حالت در بلندمدت اثر مبهمی بر بخش واقعی اقتصاد باشد (کارنزا و دیگران، ۲۰۱۰). بنابراین، وجود هر دو رابطه مثبت و منفی بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی منطقی به نظر می‌رسد.

مکانیسم انتقال پول نقش مهمی در درک توسعه مالی و کارایی سیاست پولی ایفا می‌کند. براین اساس انتقال سیاست پولی یک فرایند مالی با استفاده از بستر سیستم مالی می‌باشد که از طریق آن سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد اثر می‌گذارد. به‌عبارت‌دیگر رابطه تنگاتنگی بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی وجود دارد. بانک مرکزی به‌عنوان سیاست‌گذار بخش پولی بایستی پیش‌بینی دقیقی از اثربخشی سیاست

1. Bernanke
2. Gertler
3. Carranza
4. Mishra
5. Ma
6. Lin

اتخاذ شده داشته باشد. این مهم بدون درک و سنجش توسعه مالی و مجاری انتقال تأثیرات سیاست پولی به بخش حقیقی اقتصاد امکان‌پذیر نمی‌باشد.

همان‌گونه که سیاست‌های بانک مرکزی و دولت بر عملکرد بازار سرمایه، بازار پول، مؤسسات مالی و شکل‌گیری توسعه مالی تأثیر می‌گذارند، تشکیل توسعه مالی نیز می‌تواند سیاست‌های دولت و بانک مرکزی را تحت تأثیر قرار دهد، درک درست این رابطه، به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا سیاست‌های مؤثرتر و کاراتری را در تقابل با تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی در نظر بگیرند. این مطالعه در پی روشن‌تر کردن این رابطه می‌باشد. هم‌چنین بر آن است تا با تبیین این رابطه‌ها، به سیاست‌گذاران کلان اقتصادی در اتخاذ سیاست بهینه یاری رساند.

اهداف اصلی این مطالعه، شامل الف) برآورد شاخصی جامع برای سنجش توسعه مالی؛ و ب) تبیین رابطه توسعه مالی و کارایی سیاست پولی است. برای این منظور، در بخش اول یک شاخص ترکیبی جامع توسعه مالی برای ۱۳ کشور عضو OPEC و ۳۶ کشور عضو OECD برآورد شود که این مهم مستلزم جمع‌آوری مطالعات انجام گرفته در این زمینه و استفاده از ابزارهای نوین محاسباتی می‌باشد. در این بخش، تلاش می‌شود که شاخص محاسبه شده در سال ۲۰۱۶ با عنوان "معرفی یک شاخص جدید گسترده توسعه مالی" با استفاده از منطق فازی، ارتقاء یابد. در بخش دوم با استفاده از شاخص برآورد شده در بخش اول، تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست پولی مورد بررسی قرار می‌گیرد، این بخش در پی آن است تا به این سؤال پاسخ دهد که توسعه مالی چگونه بر کارایی سیاست پولی تأثیر می‌گذارد؟

۲- ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

توسعه مالی یک مفهوم چندوجهی است که افزون بر توسعه بخش بانکی، ابعاد دیگری چون توسعه بازار سرمایه، توسعه بخش پولی و سیاست‌گذاری پولی، مقررات و نظارت بانکی، باز بودن بخش مالی و محیط نهادی را نیز در بر می‌گیرد. هم‌چنین توسعه مالی می‌تواند با فراهم آوردن بستر و توسعه کانال‌های پولی و مالی بر چگونگی اثربخشی سیاست‌های پولی، که هدف نهایی آن‌ها ثبات قیمت‌ها و تولید و سطح بالای اشتغال است، اثرگذار باشد. همان‌گونه که سیاست پولی بر بازارهای پولی و مالی تأثیر می‌گذارد، روشن است که‌اندازه و عمق بخش مالی نیز بر اثربخشی سیاست پولی، مؤثر است. در

حقیقت، با توجه به تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی و ثبات بلندمدت که توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده و مطالعات بسیاری نیز در این زمینه صورت پذیرفته است، بررسی تأثیر بازارهای مالی توسعه‌یافته‌تر در ثبات کوتاه‌مدت و کارایی سیاست‌های پولی نیز امری مهم می‌باشد. که کم‌تر مورد توجه قرار گرفته است.

از جمله اولین مطالعاتی که در این زمینه انجام پذیرفته، مطالعه سچتی[1] (۱۹۹۹) می‌باشد. در این مطالعه به مفهوم وابستگی بانک‌ها به وام‌های بانکی و ساختار قانونی و مالی پرداخته شده است. او یک نمونه‌ای ۱۶ تایی از کشورها را که در اندازه، تمرکز و سلامت سیستم بانکی‌شان با هم متفاوت‌اند در نظر می‌گیرد و به دنبال این است که ثابت کند چگونه این تفاوت در ساختار مالی بر کارایی سیاست پولی اثر می‌گذارد. نتایج وی نشان می‌دهد که کشورهایی با بانک‌های بسیار کوچک، سیستم بانکی ناسالم‌تر و دسترسی ضعیف‌تر به بازار سرمایه نسبت به کشورهایی با بانک‌های سالم بزرگ و بازارهای سرمایه عمیق و توسعه‌یافته، حساسیت بیشتری به تغییرات سیاست نشان می‌دهند. این نشان می‌دهد ماهیت روش انتقال سیاست پولی به‌طور واضح از ساختار سیستم مالی یک کشور تأثیر می‌پذیرد.

در ادامه سچتی و کراس[2] (۲۰۰۱)، در مقاله خود اقتصاد کلان را در تعدادی از کشورهای صنعتی و درحال‌توسعه در دو دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ بررسی کرده‌اند. نتایج بررسی حاکی از بهبود چشمگیر در عملکرد اقتصاد کلان و کاهش تغییرپذیری تورم و تولید است. آن‌ها نشان می‌دهند که این ثبات به دنبال تغییرات اساسی در ساختار مالی و کاراتر شدن سیاست‌های پولی بوده است. نه‌تنها بانک‌های مرکزی مستقل‌تر شده‌اند بلکه ماهیت دخالت دولت در سیستم‌های بانکی نیز به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای تغییر کرده است. به عقیده آن‌ها تغییر در ساختار مالی با تأکید بر دو مؤلفه کاهش مالکیت مستقیم دولتی دارایی‌های سیستم بانکی و ایجاد تضمین آشکار برای سپرده‌ها، کارایی سیاست پولی و ثبات بیشتر تولید و تورم را بهبود بخشیده است. آن‌ها مؤلفه‌های تغییر ساختار مالی را تغییر مالکیت دولتی دارایی‌های بانک‌ها و ایجاد تضمین سپرده و معیار کاراتر شدن سیاست پولی را کاهش تغییرپذیری تولید و تورم می‌دانند.

1. Cecchetti
2. Krause

کراس و ریوا[1] (۲۰۰۶)، نیز در مقاله خود با استفاده از روش GMM به بررسی عملکرد اقتصاد کلان در ۳۷ کشور صنعتی و درحال‌توسعه در سال‌های ۱۹۹۸-۱۹۸۵ پرداخته‌اند. ایشان در این مطالعه بهبود چشمگیر در عملکرد اقتصادی این کشورها را به توسعه بخش مالی نسبت می‌دهند که به عقیده آن‌ها این توسعه بخش مالی سیاست‌های پولی را کاراتر کرده و عملکرد اقتصاد کلان را بهبود بخشیده است. آن‌ها هم‌چنین اثر مؤلفه‌های استقلال بانک مرکزی (CBI)، هدف‌گذاری تورم (IT) و عضویت در اتحادیه پولی اروپا (EMU) را که موردتوجه بسیاری از محققان بوده، بر کارایی سیاست پولی را بررسی کرده‌اند. نتیجه مطالعه آن‌ها دلالت بر این داشته است که بازارهای مالی توسعه‌نیافته‌تر، نظارت برای استقلال بانک مرکزی، هدف‌گذاری تورم و عضویت در اتحادیه پولی اروپا به طرز چشمگیری به تحقق سیاست پولی کاراتر کمک می‌کند و در این میان تفاوتی بین کشورهای صنعتی و درحال‌توسعه وجود ندارد.

در مطالعات جدیدی که در این زمینه انجام گرفته‌اند، نتایج دیگری را نشان داده‌اند. به‌عنوان‌مثال، سامبا و امباسی[2] (۲۰۱۶)، تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های کلان در کشورهای عضو جامعه پولی و اقتصادی آفریقای مرکزی (CEMAC[3]) را در دوره ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۶ مورد بررسی قرار داده‌اند، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در برخی کشورها توسعه مالی کارایی سیاست مالی را بهبود داده است و از سوی دیگر از سه متغیر توسعه مالی استفاده شده، تنها عمق مالی با کارایی سیاست پولی ارتباط داشته است. شاخص اصلی مورد استفاده برای توسعه مالی در این مطالعه "اعتبار پرداختی بانک‌های داخلی به بخش خصوصی بر حسب درصدی از GDP" می‌باشد که نتایج این مطالعه نشان می‌دهد ارتباطی با سیاست پولی ندارد. از سوی دیگر، یونگ ما و ژینگکی لین[4] (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای با عنوان توسعه مالی و کارایی سیاست پولی، به بررسی رابطه بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی برای ۴۱ کشور با استفاده از پنل دیتا پرداخته‌اند. در این مطالعه از نسبت اعتبارات بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، نسبت ارزش بازار سرمایه به تولید ناخالص داخلی و نسبت اعتبارات بخش خصوصی به‌علاوه ارزش بازار سرمایه به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان

1. Krause & Rioja
2. Samba & Mbassi
3. Central African Economic and Monetary Community
4. Yong Ma & Xingkai Lin

نماینده متغیر توسعه مالی بهره گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کارایی سیاست مالی در سیستم‌های توسعه‌یافته مالی کاهش می‌یابد.

هم‌چنین افیونگ[1] و همکاران (۲۰۱۷)، در مطالعه خود با استفاده از روش پنل برای دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۰، ۳۹، یک کشور آفریقایی را مورد مطالعه قرار داده‌اند، در این مطالعه از "اعتبار اعطایی به بخش خصوصی به GDP"، به‌عنوان نماینده متغیر توسعه مالی بهره گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رابطه ضعیفی بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی در آفریقا وجود دارد، هم‌چنین رابطه معناداری بین توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود ندارد. از سوی دیگر رابطه با تورم منفی می‌باشد.

در این زمینه تنها یک مطالعه در داخل کشور انجام پذیرفته است که در آن جهانگرد و علی عسگری (۱۳۹۰)، به بررسی تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست پولی پرداخته‌اند، در این مطالعه از سه شاخص اعتبارات بخش خصوصی، تعهدات نقدینگی یا بدهی‌های نقدی و شاخص کلیت مالی برای بازار سهام، شامل سرمایه‌ای شدن، نسبت گردش وجوه و ارزش مبادله شده، به‌عنوان شاخص‌های توسعه مالی استفاده شده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که در کشورهای مورد بررسی توسعه مالی بر کارایی سیاست پولی اثر مثبت و معنی‌دار دارد.

همان‌گونه که در مطالعات اشاره شده مشخص است در سالیان اخیر از جنبه‌های گوناگونی به این موضوع پرداخته شده است که گستردگی تأثیر این متغیر را بر بخش واقعی اقتصاد نشان می‌دهد. یکی از کاستی‌های که در بیشتر مطالعات ارائه شده در زمینه توسعه مالی ملاحظه می‌شود، عدم استفاده از یک شاخص جامع که تمام جوانب این متغیر را نشان دهد، می‌باشد که این موضوع سبب می‌شود در برخی موارد نتایج گمراه‌کننده‌ای نیز از این مطالعات استخراج گردد. در این مطالعه تلاش شده است این کاستی بر اساس معرفی یک شاخص جامع برای توسعه مالی و به‌کارگیری آن در ارزیابی کارایی سیاست پولی، برطرف شود.

1. Effiong

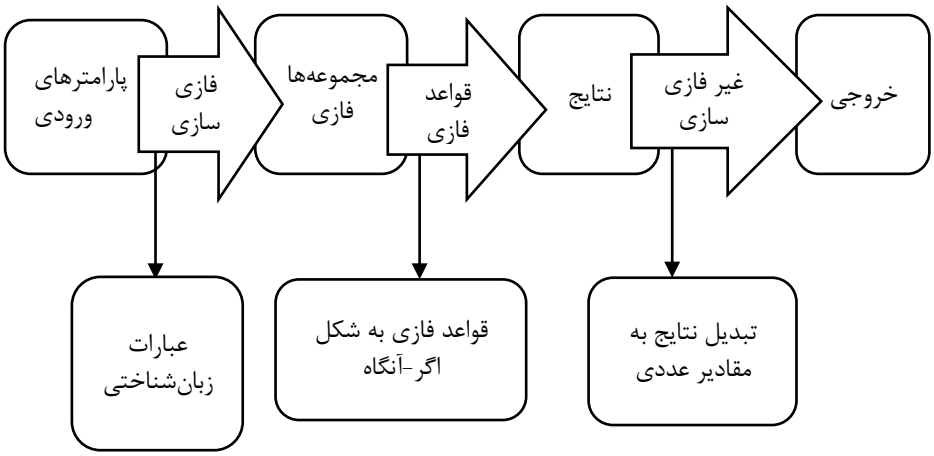
۳- مدل مطالعه، داده‌ها و متغیرها

۳-۱- مدل مطالعه

اولین گام در برآورد شاخص توسعه مالی، انتخاب متغیرهای مؤثر بر توسعه مالی می‌باشد. برای این منظور، متغیرهای موردنظر از مطالعه (سویریدزنکا[1]، ۲۰۱۶) استخراج شده و طبق نمودار (۲)، شاخص جامع توسعه مالی از طریق منطق فازی برآورد شده است.

متدولوژی منطق فازی

منطق فازی به ابزاری مهم در زمینه‌های مختلف اعم از مهندسی کنترل و سیستم‌های تجاری تبدیل شده است (تاناکا و نیمورا، ۲۰۰۷). منطق فازی، الگوریتم متکی بر استفاده از عبارات زبانی برای توصیف مقادیر متغیرها و روابط بین آن‌ها می‌باشد (عسگرزاده، ۱۹۸۸). این نظریه قادر است بسیاری از مفاهیم، متغیرها و سیستم‌هایی را که نادقیق و مبهم هستند (شاخص‌ها و متغیرهایی که داده‌های مستقیمی برای آن‌ها وجود ندارد مانند امنیت اقتصادی، توسعه مالی و ...)، در قالب ریاضی درآورده و قابل‌سنجش نماید و زمینه را برای استدلال، استنتاج، کنترل و تصمیم‌گیری در شرایط عدم اطمینان فراهم کند.

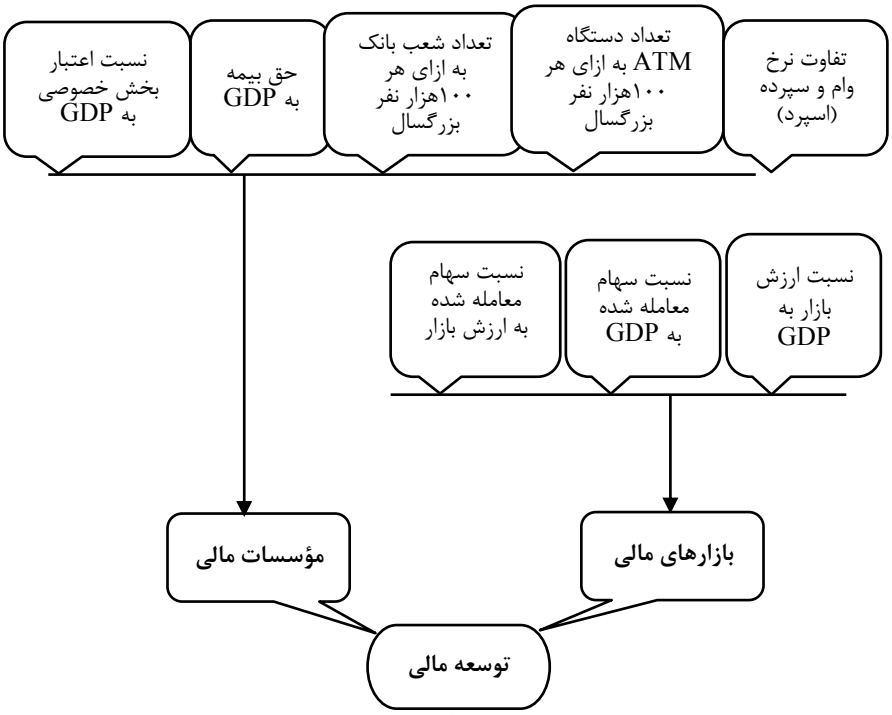


نمودار ۱. فرایند کلی منطق فازی

1. Svirydzenka

به‌کارگیری منطق فازی دارای سه مزیت عمده می‌باشد: ۱- اجتناب از محاسبات پیچیده مدل‌های اقتصادسنجی و ریاضی، ۲- استفاده از قواعد فازی با الفاظ وابسته زبان‌شناختی برای فهمیدن و درک آسان‌تر آن و ۳- قدرت اندازه‌گیری بالا.

فرایند کلی منطق فازی در نمودار (۱) زیر آورده شده است. هم‌چنین در نمودار (۲)، فرایند کلی برآورد شاخص توسعه مالی (متغیرهای مورد استفاده و روند محاسبات) آورده شده است.



نمودار ۲. فرایند کلی برآورد شاخص توسعه مالی

مدل اصلی مطالعه

در این مطالعه کارایی سیاست پولی با توجه به وضعیت توسعه مالی مطابق روش به‌کار گرفته شده توسط افیونگ و همکاران (۲۰۱۷) مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل تجربی مطالعه به شرح ذیل است:

$$\Delta y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{Q} \beta_i^{y} \Delta y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{R} \beta_i^{oil} \Delta OIL_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{S} \beta_i^{m} \Delta m_{j,t-i} + u_{j,t}^{y} \quad (۱)$$

$$\Delta p_{j,t} = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{Q} \gamma_i^{p} \Delta p_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{R} \gamma_i^{oil} \Delta OIL_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{S} \gamma_i^{m} \Delta m_{j,t-i} + u_{j,t}^{p} \quad (۲)$$

که در آن j اندیس کشورها و t اندیس زمان می‌باشد. Δy نرخ رشد تولید، Δp نرخ تورم، Δm نرخ رشد پول، و ΔOIL نرخ رشد قیمت نفت به‌عنوان شوک‌های احتمالی سمت عرضه می‌باشند.

برای محاسبه تأثیر توسعه مالی بر تأثیرات رشد پول بر تولید و تورم، یک دوره اثر متقابل برای توسعه به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\beta_{j,t-i}^{m} = v_i^{m} + v_i^{f} fd_{j,t-1} \quad (۳)$$

$$\gamma_{j,t-i}^{m} = \phi_i^{m} + \phi_i^{f} fd_{j,t-1} \quad (۴)$$

در آن $fd_{j,t}$ توسعه مالی کشور j در زمان t می‌باشد، Φ و v پارامترمی باشند. ترکیب معادله ۳ در معادله ۱، معادله ۴ تولید که اثر توسعه مالی بر رشد پول و رشد را نشان می‌دهد، این در حالی است که از ترکیب معادله ۴ در معادله ۲، معادله تورم به‌دست می‌آید تا تأثیر توسعه مالی بر رشد پول و تورم محاسبه شود. معادلات حاصل به‌شرح زیر می‌باشد:

$$\Delta y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{Q} \beta_i^{y} \Delta y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{R} \beta_i^{oil} \Delta OIL_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{S} (v_i^{m} \Delta m_{j,t-i} + v_i^{fm} fd_{j,t-1} \Delta m_{j,t-1}) + u_{j,t}^{y} \quad (۵)$$

$$\Delta p_{j,t} = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{Q} \gamma_i^{p} \Delta p_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{R} \gamma_i^{oil} \Delta OIL_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{S} (\phi_i^{m} \Delta m_{j,t-i} + \phi_i^{fm} fd_{j,t-1} \Delta m_{j,t-1}) + u_{j,t}^{p} \quad (۶)$$

در آن $fd_{j,t-1}\Delta m_{j,t-1}$، اثر متقابل بین توسعه مالی و رشد پول بر رشد تولید و تورم را نشان می‌دهد.

قدرت کلی سیاست پولی در رشد تولید و تورم در معادلات ۵ و ۶ به راحتی از مجموع ضرایب رشد پول حاصل می‌شود، یعنی به‌ترتیب $\sum_{i=0}^{s} v_i^{m}$ و $\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^{m}$ می‌باشد. برای مثال، شوک‌های سیاست پولی (یک افزایش در Δm) مقدار بزرگ‌تر در این ضرایب، به یک اثر بزرگ‌تر در تأثیر سیاست پولی بر رشد تولید و تورم منجر می‌شود. در حالت معکوس برای مقادیر کوچک‌تر، نشان‌دهنده تعدیل اثر سیاست پولی می‌باشد. علاوه بر این، تمرکز اصلی در این مقاله، بر ضرایب اثرات متقابل بین توسعه مالی و رشد پول است. به این معنا که $\sum_{i=0}^{s} v_i^{fm}$ و $\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^{fm}$ است که اندازه‌گیری تأثیر توسعه مالی بر رشد پول بر تولید و تورم می‌باشد. به‌ویژه اگر علامت ضرایب مثبت

(منفی) باشد، این به این مفهوم است که سطح بالاتری از توسعه مالی، تأثیر سیاست پولی را بر رشد تولید و تورم تقویت (تعدیل) خواهد کرد. شایان‌ذکر است که میزان تأثیر به اندازه ضریب بستگی دارد.

۳-۲- داده‌ها و متغیرها

متغیرهای عرضه پول (M2) شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) تولید ناخالص داخلی (GDP) قیمت نفت (OIL) و مقدار توسعه مالی (FD). چهار متغیر اول به‌صورت نرخ رشد (یعنی درصد تغییر سالانه) بیان می‌شوند.

در این مطالعه داده‌های ۴۹ کشور [۱] برای دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۱ از مرکز داده‌های بانک جهانی استخراج و مورد استفاده قرار خواهد گرفت. این مطالعه در ابتدا بر روی برآورد شاخص جامع توسعه مالی تمرکز دارد. بدین گونه که متغیرهای تأثیرگذار بر توسعه مالی، از مطالعه (سویریدزنکا، ۲۰۱۶) با عنوان "معرفی یک شاخص جدید گسترده توسعه مالی" استخراج شده و با استفاده از روش منطق فازی دو مرحله‌ای، شاخص ترکیبی توسعه مالی برآورد می‌شود.

۴- برآورد شاخص توسعه مالی

در این بخش با استفاده از مطالعه سویریدزنکا (۲۰۱۶) شاخص ترکیبی توسعه مالی برآورد می‌شود. برای این منظور متغیرهای مدنظر مطالعه مذکور (نمودار ۲) استخراج و با استفاده از منطق فازی (نمودار ۱) شاخص ترکیبی توسعه مالی برآورد شده است. این شاخص توسط منطق فازی سه مرحله‌ای محاسبه شده است. بدین صورت که ابتداً زیر شاخص‌های "مؤسسات مالی" و "بازارهای مالی" و سپس براساس این زیرشاخص‌ها، شاخص توسعه مالی برآورد شده است. نتایج برآورد شاخص توسعه مالی برای سال‌های ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ در جدول (۱) آورده شده است. شاخص برآورد شده

---

۱. کشورهای OPEC: الجزایر، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، اکوادور، آنگولا، ونزوئلا و کنگو، کشورهای OECD: اتریش، بلژیک، کانادا، دانمارک، فرانسه، آلمان، یونان، ایسلند، ایرلند، لوکزامبورگ، هلند، نروژ، پرتغال، اسپانیا، سوئد، سوئیس، ترکیه، انگلیس، آمریکا، ایتالیا، ژاپن، نیوزیلند، فنلاند، استرالیا، جمهوری چک، مجارستان، مکزیک، کره جنوبی، لهستان، جمهوری اسلواکی، لتونی، اسلوونی، استونی، لیتوانی، یونان و فلسطین اشغالی

عددی بین ۰ تا ۱۰۰ می‌باشد، که عدد ۱۰۰ نشان دهنده توسعه‌یافتگی کامل مالی و عدد صفر نشان‌دهنده عدم توسعه‌یافتگی مالی می‌باشد.

جدول ۱. رتبه و امتیاز توسعه مالی سال‌های ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ برای کشورهای اوپک و OECD

رتبه	کشور	۲۰۱۶	۲۰۱۷	رتبه	کشور	۲۰۱۶	۲۰۱۷
۱	ایالات‌متحده	۹۴/۴	۹۴/۱	۲۶	اتریش	۱۶.۴	۱۶/۷
۲	ژاپن	۹۲	۹۲/۸	۲۷	یونان	۱۴/۷	۱۴/۹
۳	کره جنوبی	۸۸/۵	۹۰	۲۸	استونی	۱۵	۱۴/۹
۴	سوئیس	۸۷/۵	۸۷/۹	۲۹	لهستان	۱۳/۴	۱۴/۵
۵	کانادا	۷۹/۶	۸۶/۵	۳۰	امارات متحده عربی	۱۵/۱	۱۴/۵
۶	ایتالیا	۸۳/۶	۸۳/۲	۳۱	لیتوانی	۱۵/۷	۱۴
۷	استرالیا	۷۳/۶	۷۴	۳۲	عربستان سعودی	۱۹/۸	۱۳/۲
۸	انگلستان	۷۱/۹	۷۲/۸	۳۳	بلژیک	۱۳/۱	۱۳/۱
۹	اسپانیا	۵۲/۱	۶۴/۹	۳۴	مکزیک	۱۳/۶	۱۲/۹
۱۰	هلند	۴۱/۹	۵۲/۱	۳۵	مجارستان	۱۳/۳	۱۲/۹
۱۱	پرتغال	۴۸/۸	۴۸	۳۶	اسلوونی	۱۲/۴	۱۲/۱
۱۲	سوئد	۴۳/۲	۴۳/۹	۳۷	ایران	۱۰/۵	۱۰/۷
۱۳	فرانسه	۴۲/۲	۴۳	۳۸	جمهوری اسلواکی	۸/۷	۹/۱
۱۴	لوکزامبورگ	۳۵/۶	۳۵	۳۹	ونزئلا	۶/۹	۸/۹
۱۵	دانمارک	۳۴/۹	۳۴/۱	۴۰	لتونی	۱۱	۷/۲
۱۶	ایسلند	۲۱/۱	۳۳/۷	۴۱	کویت	۷/۱	۶/۸
۱۷	نروژ	۳۰/۸	۳۰/۶	۴۲	اکوادور	۵/۲	۵/۱
۱۸	نیوزلند	۲۹/۸	۲۹/۸	۴۳	کنگو	۳	۳/۱
۱۹	فنلاند	۲۹/۵	۲۷/۶	۴۴	الجزایر	۲/۹	۳/۱
۲۰	آلمان	۲۴/۹	۲۶/۵	۴۵	گابن	۳/۲	۳
۲۱	ترکیه	۲۴	۲۳/۷	۴۶	نیجریه	۲/۲	۲/۸
۲۲	جمهوری چک	۲۰/۳	۲۰/۴	۴۷	گینه	۲/۴	۲/۳
۲۳	شیلی	۱۸/۸	۱۹/۷	۴۸	آنگولا	۲/۸	۲/۳
۲۴	ایرلند	۱۹/۶	۱۷/۶	۴۹	لیبی	۲/۹	۱/۹
۲۵	فلسطین اشغالی	۱۶/۹	۱۷/۲				

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طورکه در جدول (۱) مشخص می‌باشد، بالاترین امتیاز شاخص توسعه مالی در کشورهای مورد بررسی مربوط به ایالات‌متحده آمریکا با ۹۴/۱ امتیاز و کم‌ترین میزان نیز متعلق به کشور لیبی با ۱/۹ امتیاز می‌باشد.

۵- نتایج برآورد مدل

به‌منظور تحلیل یافته‌ها در این مطالعه از روش به‌کار گرفته شده در مطالعه کاراس[1] (۱۹۹۹) بهره گرفته شده است. در این مطالعه نیز مانند مدل کاراس برای به‌دست آوردن درجه پایداری رگرسیون، تنها از وقفه درجه اول رشد تولید ناخالص داخلی و تورم در رگرسیون‌های تورم و تولید استفاده شده است. هم‌چنین به‌منظور سنجش تأثیر هم‌زمان، وقفه اول متغیر رشد قیمت نفت نیز وارد مدل می‌شود. منطق ایجاب می‌کند برای داشتن مدل ساده[2] وقفه‌های مختلف رشد پول و رابطه متقابل آن با توسعه مالی کاهش داده شود. قبل از اینکه اثرات احتمالی توسعه مالی وارد مدل شود، مدل‌های اولیه برای معادلات ۱ و ۲ برآورد شده است. تخمین معادله (۱) و (۲) رگرسیون تورم و رشد تولید برای کشورهای OECD و OPEC به‌ترتیب در ستون‌های ۱-۵ و ۶-۱۰ جداول (۲ و ۳) آمده است:

همان‌طورکه از جدول‌های (۳) و (۴) مشخص می‌شود، رشد تولید و تورم میزان قابل‌توجهی از پایداری را نشان می‌دهد. این پایداری توسط AR(1) در همه رگرسیون‌های تخمین زده شده در مطالعه به لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. در کشورهای OECD رشد قیمت نفت، در سطح و وقفه درجه اول به‌ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر رشد تولید و تورم دارد، که هردوی این اثرات از نظر آماری معنی‌دار می‌باشند. این در حالی است که در کشورهای OPEC، رشد قیمت نفت، در سطح و وقفه درجه اول تأثیر مثبت بر رشد تولید دارد، این اثرات از نظر آماری در معادلات رشد تولید معنی‌دار می‌باشند، تأثیر هم‌زمان متغیر قیمت نفت برای همه رگرسیون‌های رشد تولید معنی‌دار می‌باشد. درحالی‌که تأثیر هم‌زمان آن بر تورم در سطح معنی‌دار بوده، ولی وقفه درجه اول آن معنی‌دار نمی‌باشد.

1. Karras
2. Parsimonious model

براساس جدول (۳)، اثر رشد پول بر رشد تولید در سطح و یک وقفه، مثبت می‌باشد. متغیر رشد پول در وقفه‌های ۲، ۳ و ۴، تأثیر منفی و معناداری بر رشد تولید داشته است. هم‌چنین تأثیر رشد پول بر تورم به جزء وقفه‌های سوم و چهارم مثبت بوده و از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. در کشورهای OPEC، اثر رشد پول بر رشد تولید در سطح، وقفه اول و وقفه چهارم، مثبت می‌باشد. متغیر رشد پول در وقفه‌های ۲ و ۳، تأثیر منفی بر رشد تولید داشته است. هم‌چنین تأثیر رشد پول بر تورم به جزء وقفه سوم مثبت بوده و از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. این بدان معناست که رشد عرضه پول موجب افزایش رشد تولید و تورم می‌شود. هم‌چنین رشد پول با وقفه‌های بیشتری نسبت به رشد تولید بر تورم تأثیر دارد. شایان‌ذکر است که در این مطالعه اثرات انفرادی متغیرهای مدنظر نبوده و بیشتر تمرکز بر اثرات تجمیعی آن‌ها می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر تأکید بر میزان مجموع ضرایب ($\sum_{i=0}^{s}\Phi_i^m$ $\sum_{i=0}^{s}v_i^m$) می‌باشد.

اثر تجمعی رشد پول بر رشد تولید در معادلات اول و دوم به‌ترتیب اثر ۱۴ و ۱۸ درصدی می‌باشد و با افزایش وقفه‌های متغیر رشد پول، اثر رشد پول بر تولید کاهش و اثرات قبلی را خنثی می‌کند، که مؤید این موضوع می‌باشد که در بلندمدت پول خنثی می‌باشد. این در حالی است که اثر تجمعی رشد پول بر رشد تولید در کشورهای اوپک معادلات اول و دوم به‌ترتیب اثر ۱۲ و ۱۷ درصد می‌باشد و این اثرات معنی‌دار نیست. به‌عبارت‌دیگر در کشورهای اوپک پول خنثی می‌باشد و تأثیری بر رشد تولید ندارد.

اثر تجمعی رشد پول بر تورم (معادلات ۶-۸ جداول (۲ و ۳)) مثبت می‌باشد و از نظر آماری معنی‌دار نیز است. از سوی دیگر ضرایب تأثیر رشد پول بر تورم بیشتر از ضرایب رشد پول بر رشد تولید بوده و بیشتر با رویکرد پولیون سازگار می‌باشد. بر اساس رویکرد پولیون، رشد پول بیشتر بر تورم اثرگذار بوده و اثر آن بر رشد تولید اندک است. در کشورهای مورد مطالعه نیز رشد پول بیشتر منجر به تورم می‌شود. با توجه به اینکه نتایج به‌دست آمده برای دوره کوتاه‌مدت کاربرد دارد، چون انعطاف‌پذیری تولید در کوتاه‌مدت در واکنش به رشد پول اندک است، ازاین‌رو، رشد پول بیشتر به رشد تورم منجر شده و اثر اندک بر تولید دارد. طبق انتظار، اثر رشد پول بر تورم در بلندمدت به‌دلیل افزایش هزینه‌های تولید در مقایسه با کوتاه مدت بیشتر بوده و اثر آن بر تولید اندک خواهد بود.

جدول ۲. معادلات اولیه تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های پولی کشورهای OECD

متغیر وابسته: رشد تولید	متغیر وابسته: تورم										
متغیرها	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ۴	معادله ۵	متغیرها	معادله ۶	معادله ۷	معادله ۸	معادله ۹	معادله ۱۰
Δy_{t-1}	۰/۲۳۷	۰/۲۰۹	۰/۲۳۹	۰/۲۲۶	۰/۲۰۲	Δp_{t-1}	۰/۵۰۴	۰/۴۴۰	۴۲۸/۰	۴۲۸/۰	۴۲۸/۰
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Δoil_t	۰/۰۳۵	۰/۰۳۵	۰/۰۳۶	۰/۰۳۸	۰/۰۴۲۵	Δoil_t	۰/۰۳۳	۰/۰۳۳	۰/۰۳۲	۰/۰۳۲	۰/۰۳۲
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Δoil_{t-1}	-۰/۰۳۴	-۰/۰۳۴	-۰/۰۳۴	-۰/۰۳۲	-۰/۰۲۸	Δoil_{t-1}	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۴
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		۰/۱۲۷	۰/۰۷۱	۰/۰۶۰	۰/۰۶۸	۰/۰۸۶
Δm_t	۰/۱۴۱	۰/۱۳۳	۰/۱۲۴	۰/۱۲۳	۰/۱۱۸	Δm_t	۰/۰۳۹	۰/۰۲۴	۰/۰۲۸	۰/۰۲۸	۰/۰۲۷
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴
Δm_{t-1}		۰/۰۴۵	۰/۰۴۰	۰/۰۳۳	۰/۰۳	Δm_{t-1}		۰/۰۶۵	۰/۰۶۳	۰/۰۶۳	۰/۰۶۳
		۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۸	۰/۰۱۶			۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Δm_{t-2}			-۰/۰۳۶	-۰/۰۳۰	-۰/۰۳۶	Δm_{t-2}			۰/۰۱۶	۰/۰۱۶	۰/۰۱۶
			۰/۰۰۳	۰/۰۱۳	۰/۰۰۲				۰/۰۲۵	۰/۰۱۹	۰/۰۱۹
Δm_{t-3}				-۰/۰۴۳	-۰/۰۳۵	Δm_{t-3}				-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰
				۰/۰۰۰	۰/۰۰۲					۰/۷۸۸	۰/۹۷۵
Δm_{t-4}					-۰/۰۶۲	Δm_{t-4}					-۰/۰۰۴
					۰/۰۰۰						۰/۵۶۴
مقدار ثابت	۰/۶۹۰	۰/۴۷۲	۰/۷۷۴	۱/۱۱۱	۱/۶۴	مقدار ثابت	۰/۵۷۰	۰/۳۴۶	۰/۲۵۰	۰/۲۶۸	۰/۲۸۷
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۲۹	۰/۰۳۴	۰/۰۴۱
$\sum_{i=0}^{s} v_i^m$	۰/۱۴۱	۰/۱۷۸	۰/۱۲۸	۰/۰۸۳	۰/۰۱۵	$\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^m$	۰/۰۳۹	۰/۰۸۹	۰/۱۰۷	۰/۱۰۵	۰/۱۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. معادلات اولیه تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های پولی کشورهای OPEC

متغیروابسته: رشد تولید						متغیر وابسته: تورم					
متغیرها	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ۴	معادله ۵	متغیرها	معادله ۶	معادله ۷	معادله ۸	معادله ۹	معادله ۱۰
Δy_{t-1}	-۰/۲۷۳	-۰/۲۷۹	-۰/۲۷۶	-۰/۲۸۲	-۰/۲۷۸	Δp_{t-1}	۱/۵۸	۱/۶۵	۱/۶۵	۱/۶۵	۱/۶۵
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Δoil_t	۰/۶۱۹	۰/۰۷	۰/۰۷۲	۰/۰۷۷	۰/۰۳	Δoil_t	۰/۰۲۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۸
	۰/۰۷۲	۰/۰۴۱	۰/۰۳۷	۰/۰۲۷	۰/۰۳۱		۰/۴۴۶	۰/۹۴۴	۰/۹۲۳	۰/۸۴۱	۰/۷۷۴
Δoil_{t-1}	۰۷۸/۰	۰۶۸/۰	۰۶۸/۰	۰۷۵/۰	۰۷۲/۰	Δoil_{t-1}	-۰/۰۴۳	-۰/۰۱۳	-۰/.۰۱۲	-۰/۰۰۷	-۰/۰۲۹
	۰۲۵/۰	۰۵/۰	۰۵۱/۰	۰۳۳/۰	۰۴۶/۰		۰/۱۲۴	۰/۶۷۲	۰/۶۹۸	۸۲۲/۰	۰/۳۳
Δm_t	۰/۱۲۲	۰/۰۶۸	۰/۰۶۷	۰۶۸/۰	۰۶۹/۰	Δm_t	۰/۳۰۴	۰/۱۹۲	۰/۱۹۵	۰/۱۹۳	۰/۱۶۶
	۰/۰۲۷	۰/۲۵۳	۰/۲۷	۰/۲۶۲	۰/۲۵۷		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱
Δm_{t-1}		۰/۱۰۱	۰/۰۱۱	۰/۰۹۹	۰/۰۹۴	Δm_{t-1}		۰/۲۴۴	۰/۲۳۸	۰/۲۴۷	۰/۲۴۸
		۰/۰۶۸	۰/۰۶۱	۰/۰۹۸	۰/۱۲			۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Δm_{t-2}			-۰/۰۳۱	-۰/۰۱۵	-۰/۰۱	Δm_{t-2}			۰/۰۰۱	۰/۰۱۶	۰/۰۴۱
			۰/۵۲	۰/۷۷۵	۰/۸۵۲				۰/۹۷۷	۰/۶۹۹	۰/۳۵۳
Δm_{t-3}				-۰/۰۵۲	-۰/۰۶۱	Δm_{t-3}				-۰/۰۴۳	-۰/۱۲۷
				۰/۳۰۶	۰/۲۵۵					۰/۳۰۱	۰/۰۰۴
Δm_{t-4}					۰/۰۳۳	Δm_{t-4}					-۰/۱۸۸
					۰/۵۱۵						۰/۰۰۰
مقدار ثابت	۲/۲۰۸	۱/۱۴۵	۱/۵۸۸	۲/۴۸۸	۱/۹۸	مقدار ثابت	۱/۳۷	۳/۶۰۶	۳/۴۸	۴/۱۰۱	۱/۰۵۸
	۰/۰۹۶	۰/۴۲۶	۰/۳۲	۰/۱۶۳	۰/۳۲۲		۰/۱۸۷	۰/۰۰۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۰/۴۹۶
$\sum_{i=0}^{s} v_i^m$	۰/۱۲۲	۰/۱۶۹	۰/۰۴۷	۰/۱۰۰	۰/۱۲۵	$\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^m$	۰/۳۰۴	۰/۴۳۶	۰/۴۳۴	۰/۴۱۳	۰/۱۴۰

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از رگرسیون‌های ابتدایی که در جداول (۲ و ۳) آمده، تأثیر توسعه مالی در جدول (۴ و ۵) آورده شده است. همان‌طورکه مشخص می‌باشد، معرفی متغیر توسعه مالی نتایج جدول (۴) را به‌طور قابل‌توجهی تغییر نمی‌دهد. AR(1) برای رشد تولید و تورم هنوز هم سطح قابل توجهی از پایداری را نشان می‌دهد. در کشورهای OECD رشد قیمت نفت در سطح و وقفه یک به‌ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر رشد تولید و تورم دارد. با توجه به اینکه افزایش قیمت نفت همراه با افزایش تورم در این کشورها می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که هم‌زمان با افزایش قیمت نفت و عدم وجود انعطاف در تولید در کوتاه مدت، قیمت محصولات در این کشورها افزایش می‌یابد، اما این اثرات با گذشت دچار کاهش می‌شود. مقدار کمی و علامت تأثیر تجمعی رشد پول با وجود معرفی متغیر توسعه مالی در مقایسه با جدول (۳) تفاوت چندانی نشان نمی‌دهد. اثرات تجمعی توسعه مالی بر رشد تولید و تورم از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد، اما میزان این اثرات اندک است. نتایج حاصل این برآوردها نشان می‌دهد در کشورهای مورد بررسی برای دوره مدنظر، توسعه مالی تأثیر ضعیف، اما معناداری بر کارایی سیاست‌های پولی بر رشد تولید و تورم دارد.

جدول ۴. معادلات ثانویه تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های پولی کشورهای OECD

متغیر وابسته: رشد تولید				متغیر وابسته: تورم			
متغیرها	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	متغیرها	معادله ۴	معادله ۵	معادله ۶
Δy_{t-1}	۰.۲۳۶	۰/۲۰۰	۰/۲۰۹	Δp_{t-1}	۰/۵۰۴	۰/۴۲۹	۰/۴۱۹
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Δoil_t	۰/۰۳۵	۰/۰۳۶	۰/۰۳۶	Δoil_t	۰/۰۳۳	۰/۰۳۳	۰/۰۳۲
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Δoil_{t-1}	-۰/۰۳۳	-۰/۰۳۳	-۰/۰۳۲	Δoil_{t-1}	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۴
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		۰/۱۱۵	۰/۱۱۱	۰/۰۸۵
Δm_t	۰/۲۴۸	۰/۲۲۹	۰/۲۲۴	Δm_t	۰/۰۲۲	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		۰/۱۸۲	۰/۹۵۵	۰/۹۹۶
Δm_{t-1}		۰/۰۸۰	۰/۰۷۳	Δm_{t-1}		۰/۱۰۳	۰/۱۰۲
		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰			۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Δm_{t-2}			۰/۰۰۹	Δm_{t-2}			-۰/۰۰۵
			۰/۶۳۵				۰/۶۴۱
$\Delta m_t fd_t$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	$\Delta m_t fd_t$	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳
	۰/۲۲۶	۰/۰۸۷	۰/۰۶۷		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
$\Delta m_{t-1} fd_{t-1}$		-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	$\Delta m_{t-1} fd_{t-1}$		-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱
		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰			۰/۰۲۹	۰/۰۴۶
$\Delta m_{t-2} fd_{t-2}$			-۰/۰۰۱	$\Delta m_{t-2} fd_{t-2}$			-۰/۰۰۱
			۰/۰۱۴				۰/۰۰۸
مقدار ثابت	۰/۶۵۶	۰/۴۶۲	۰/۷۱۸	مقدار ثابت	۰/۵۷۸	۰/۳۹۶	۰/۲۹۵
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۹
$\sum_{i=0}^{s} v_i^m$	۰/۲۴۸	۰/۳۰۹	۰/۳۰۶	$\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^m$	۰/۰۲۲	۰/۱۰۲	۰/۰۹۷
$\sum_{i=0}^{s} v_i^{fm}$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۱	$\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^{fm}$	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۵

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طورکه در جدول (۵) مشخص می‌باشد، اثرات تجمعی توسعه مالی بر رشد تولید از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد، به‌عبارت‌دیگر توسعه مالی، کارایی سیاست‌های پولی بر رشد تولید را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد، این در حالی است که اثر تجمعی توسعه

مالی بر تورم از نظر آماری معنی می‌باشد. نتایج حاصل این برآوردها نشان می‌دهد در کشورهای OPEC توسعه مالی سبب تقویت کارایی سیاست پولی می‌شود.

جدول ۵. معادلات ثانویه تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های پولی کشورهای OPEC

متغیر وابسته: رشد تولید				متغیر وابسته: تورم			
متغیرها	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	متغیرها	معادله ۴	معادله ۵	معادله ۶
Δy_{t-1}	-۰/۲۸۴	-۰/۲۹۱	-۰/۲۹۱	Δp_{t-1}	۱/۵۶۴	۱/۶۳۶	۱/۶۲۸
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Δoil_t	۰/۰۶۳	۰/۰۶۹	۰/۰۶۸	Δoil_t	۰/۰۳۳	۰/۰۲۳	۰/۰۲۹
	۰/۰۷۱	۰/۰۴۵	۰/۰۵۲		۰/۲۷۶	۰/۴۴۳	۰/۳۲۶
Δoil_{t-1}	-۰/۰۹۲	-۰/۰۷۹	-۰/۰۷۷	Δoil_{t-1}	-۰/۰۸۶	-۰/۰۴۹	-۰/۰۴۵
	۰/۰۰۹	۰/۰۲۵	۰/۰۳۲		۰/۰۰۵	۰/۱۱۱	۰/۱۳۹
Δm_t	۰/۱۷۱	۰/۰۹۹	۰/۰۹۹	Δm_t	۰/۴۵۶	۰/۲۷	۰/۲۸۲
	۰/۰۰۵	۰/۱۴۲	۰/۱۴۷		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Δm_{t-1}		۰/۱۲۱	۰/۱۱۴	Δm_{t-1}		۰/۳۰۴	۰/۲۵
		۰/۰۵۳	۰/۰۹۱			۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Δm_{t-2}			-۰/۰۰۲	Δm_{t-2}			۰/۰۵۱
			۰/۹۷۸				۰/۲۵
$\Delta m_t fd_t$	-۰/۰۱۸	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۱	$\Delta m_t fd_t$	-۰/۰۶۶	-۰/۰۳۵	-۰/۰۳۶
	۰/۰۳۷	۰/۲۵۶	۰/۲۸		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
$\Delta m_{t-1} fd_{t-1}$		-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۳	$\Delta m_{t-1} fd_{t-1}$		۰/۰۳۷	۰/۰۲۳
		۰/۴۰۱	۰/۷۹۳			۰/۰۰۰	۰/۰۱۳
$\Delta m_{t-2} fd_{t-2}$			-۰/۰۰۷	$\Delta m_{t-2} fd_{t-2}$			۰/۰۱
			۰/۴۴۱				۰/۲۱۷
مقدار ثابت	۳/۳۱۳	۲/۴۵۱	۲/۸۲۷	مقدار ثابت	-۳/۱۲۵	-۲/۰۵۵	-۱/۶۰۸
	۰/۰۲۰	۰/۱۱۷	۰/۰۹۸		۰/۰۱۴	۰/۱۳۲	۰/۲۷۳
$\sum_{i=0}^{s} v_i^m$	۰/۱۷۱	۰/۲۲	۰/۲۱۱	$\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^m$	۰/۴۵۶	۰/۵۷۴	۰/۵۸۳
$\sum_{i=0}^{s} v_i^{fm}$	-۰/۰۱۸	-۰/۰۱۹	-۰/۰۲۱	$\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^{fm}$	-۰/۰۶۶	۰/۰۰۲	-۰/۰۱۲

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۱- بحث پیرامون یافته‌ها

به‌طور خلاصه، هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست پولی با استفاده از متغیرهای هدف (رشد تولید و تورم) بوده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد رابطه ضعیفی بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی (در دوره زمانی و کشورهای مورد بررسی) وجود دارد. به‌طور خاص، شواهد آماری معناداری در خصوص تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست پولی از طریق رشد تولید در کشورهای OPEC وجود ندارد، اما این اثر در در کشورهای OECD معنادار است. در کشورهای OECD توسعه مالی تأثیر ضعیفی بر کارایی سیاست پولی از طریق تورم دارد، اما توسعه مالی در کشورهای OPEC موجب تقویت بیشتر کارایی سیاست پولی از طریق تورم می‌شود. یافته‌های این مطالعه با کارانزا[1] و همکاران (۲۰۱۰)، افیونگ و همکاران (۲۰۱۷) و یونگ و لین[2] (۲۰۱۶) مطابقت دارد. که در آن‌ها بیان شده است ممکن است در کوتاه‌مدت سیاست پولی کارایی داشته باشد یا در بعضی موارد بی‌اثر باشد.

۶- نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های پولی با تأکید بر بهره‌گیری از شاخص ترکیبی توسعه مالی می‌پردازد. به‌منظور برآورد شاخص ترکیبی توسعه مالی از منطق فازی دومرحله‌ای استفاده شده است. این مطالعه ترکیبی از شواهدی مطالعات قبلی در این زمینه را به‌دست آورده است. با توجه به شواهد کم موجود در ارتباط با توسعه مالی در کشورهای مورد بررسی، این مطالعه با استفاده از شاخص ترکیبی توسعه مالی به بررسی شواهد تجربی در این ارتباط و با استفاده از داده‌های سالانه و مدل پانل پویا برای دوره ۲۰۰۱-۲۰۱۷ اقدام کرده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد به‌طورکلی رابطه ضعیفی بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی در کشورهای OECD وجود دارد، این در حالی است که در کشورهای OPEC توسعه مالی موجب تقویت کارایی سیاست پولی از طریق تورم می‌شود. ولی همانند کشورهای OECD بر کارایی سیاست پولی از طریق رشد تولید تأثیر معنی‌داری ندارد.

1. Carranza et al
2. Yong ma and Xingkai Lin

درحقیقت، انتقال سیاست پولی یک پروسه مالی با استفاده از سیستم مالی می‌باشد که از طریق آن سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد اثر می‌گذارد. باوجود اینکه در ارتباط با اصول کلی انتقال پولی اتفاق‌نظر وجود دارد، اما با توجه به اینکه ساختار اقتصادی و مالی هر کشور نسبت به سایر کشورها متفاوت می‌باشد، کارکرد کانال‌های انتقال پولی با توجه به این تفاوت‌ها، کشور به کشور متفاوت می‌باشد. کارکرد کانال‌های انتقال پولی در کشورهای با سطح توسعه مالی پیشرفته تأثیرات سیاست‌های پولی را خنثی می‌کند، از سوی دیگر بیشتر کانال‌های انتقال پول در کشورهای توسعه‌نیافته مالی به‌واسطه نواقص نهادی و ساختاری از کارکرد اصلی خود فاصله دارند.

بر این اساس، هر چه یک سیستم مالی نواقص کم‌تری داشته باشد، واکنش کارگزاران اقتصادی به سیاست‌های پولی، کارا بوده و این امر کارایی سیاست پولی بر رشد تولید را کاهش می‌دهد، این موضوع در کشورهای با سطح توسعه‌یافتگی بالای مالی (کشورهای OECD) مشاهده می‌شود. هر چه سطح توسعه مالی در کشورها افزایش یابد، کارایی سیاست‌های پولی بر تولید اندک خواهد بود. در حالی که در کشورهای دارای سطح توسعه مالی ضعیف، کارایی سیاست پولی به‌دلیل واکنش ضعیف کارگزاران اقتصادی، بیشتر است. بر این اساس، با توجه به اینکه بیشتر کشورهای OPEC از نظر مالی توسعه‌نیافته محسوب می‌شوند، این عدم توسعه‌یافتگی کارایی سیاست‌های پولی را از طریق تورم تقویت می‌کند. نتایج مطالعه به‌نوعی تأییدکننده مبانی نظری موجود در این حوزه نیز می‌باشد، که بیان‌شده است، بدین معنی که در شرایط عدم توسعه‌یافتگی مالی عوامل اقتصادی قادر نیستند در مقابل شوک‌های سیاستی عکس‌العمل نشان دهند و در نتیجه در برخی موارد سیاست‌های پولی در شرایط عدم توسعه‌یافتگی مالی، کارا خواهند بود.

منابع

۱. اشرفی، یکتا (۱۳۹۰). نقش دولت‌ها در توسعه مالی: مطالعه موردی کشورهای عضو اوپک، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۰۵-۲۲۲.

۲. جهانگرد، اسفندیار و علی عسگری، سارا (۱۳۹۰). بررسی اثر توسعه مالی بر کارایی سیاست پولی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۴۸-۱۶۹.

۳. راستی، محمد (۱۳۸۸). تعیین سطح‌بندی و رتبه‌بندی توسعه مالی و نوع سیستم مالی در میان کشورهای عضو گروه دی هشت، بررسی‌های بازرگانی، ۸۲-۸۸.
۴. سلمانی، بهزاد، اصغرپور، حسین و جلیل‌پور، سالار (۱۳۹۵). نقش بدهی عمومی و رویکرد سیاستی دولت بر توسعه مالی در ایران، فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، ۸۳-۱۰۴.
۵. طیب‌نیا، علی و قربانی، پوریا (۱۳۹۱). تحلیل و آزمون نقش قانون و تشریک اطلاعات اعتباری در توسعه مالی، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۵-۲۲.
۶. محمدی، حسین، اعلایی، محمدمهدی و اصغرنژاد، الهام (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر توسعه مالی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی، فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، ۲۵-۳۷.
7. Becerra, O., Cavallo, E., & Scartascini, C. (2012). The Principles of Financial Development: The Role of Interest Groups and Government Capabilities. Journal of Banking and Finance, 36(2012), 626-643.
8. Cecchetti, Stephen G. (1999). Legal Structure, Financial Structure, and the Monetary Transmission Mechanism , NBER Working Paper 7151.
9. Cecchetti, S., G., & Krause, S. (2001). Financial Structure, Macroeconomic Stability and Monetary Policy, NBER Working Paper No. 8354.
10. Cooray, A. (2011). The Role of Government in Financial Sector Development. Economic Modelling, 28(2011), 928-938.
11. Effiong, E., Esu, G., & Chuku, C. (2017). Financial Development and Monetary Policy Effectiveness in Africa, MPRA Paper No. 79732.
12. Hauner, D. (2006). Fiscal Policy and Financial Development, IMF Working Paper.
13. Ismihan, M., & Ozkan, F. (2012). Public Debt and Financial Development: A Theoretical Exploration. Journal of Economics Letter, 115(2012), 348-351.
14. Hoon park, J. (2017). Financial Development, Fiscal Policy, and Macroeconomic Volatility. University of York Economics.
15. Kim, D., Chin-lin, S., & Suen, Y. (2010). Dynamic Effects of Trade Openness on Financial Development. Economic Modeling, 27(2010), 254-261.

16. Krause, Stefan and Rioja, Felix. (2006), Financial Development and Monetary Policy Efficiency, Department of Economics, Emory University.
17. Laporta, R., Lopez De-Silanes, F., & Shleifer, A. (2002). Government Ownership of Banks.Journal of Finance, 57(1), 265-301.
18. Ma, Yong. Lin, Xingkai. (2016). Financial development and the effectiveness of monetary policy. Journal of Banking & Finance 68 (2016) 1–11.
19. Mishra, P., Montiel, P. J., & Spilimbergo, A. (2012). Monetary transmission in low-income countries: effectiveness and policy implications. IMF Economic Review, 60(2):270-302.
20. Tanaka, K. Niimura, T. (1996). An Introduction to Fuzzy Logic for Practical Applications. Springer-Verlag New York.
21. Samba, M., & Mbassi, C. (2016). Does Financial Development Spur Macroeconomic Policy Efficiency in the Cemac Countries? An Empirical Evaluation, Business and Economics Journal, Volume 7.
22. Svirydzenka, K. (2016). Introducing a new broad-based index of financial development. International Monetary Fund.
23. Zadeh, L.A. (1988). Fuzzy logic. IEEE, 21 (4):83-93.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۹/ ص ۶۳۴-۶۰۹

شبیه‌سازی رشد درون‌زای اقتصادایران (رویکرد اونیکی – اوزاوا)*

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.3.5.0

محمد داود خورسندی[۱]، احمد گوگردچیان[۲]**، کریم آذربایجانی[۳]، سید کمیل طیبی[۴]

۱. دانشجوی دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه اصفهان، mdkhorsandi@ase.ui.ac.ir

۲. استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه اصفهان، a.googerdchian@ase.ui.ac.ir

۳. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه اصفهان، k_azarbayjani@ase.ui.ac.ir

۴. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه اصفهان، sk.tayebi@ase.ui.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۲/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۶/۲۲

چکیده

در این پژوهش با استفاده از تلفیق روش اقتصادسنجی و پویایی‌شناسی سیستمی، به شبیه‌سازی اثر تجارت بر رشد اقتصادی ایران پرداخته شده است. بر این اساس، از طریق طراحی چهارچوبی مفهومی، تلاش شده است تا الگوی رشد درون‌زای اوزاوا (۱۹۶۵) – لوکاس (۱۹۸۸) از طریق بسط اونیکی – اوزاوا (۲۰۱۵) گسترش داده شود. نقش تجارت از دو طریق، صادرات و واردات و نیز سرمایه‌گذاری خارجی وارد الگو شده تا اثر این دو عامل بر روند بخش تولید کالا و تولید دانش، شاخص سرمایه انسانی و شاخص تکنولوژی برای سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۹ شبیه‌سازی و پیش‌بینی شود. هم‌چنین از داده‌های تجارت کشور مالزی و کشور ترکیه جهت اعمال شوک و تحلیل مقایسه‌ای آن با روند پیش‌بینی شده ایران استفاده شده است.

نتایج نشان می‌دهد که اثر تکنیک منتج شده از تجارت (در مفهوم سرمایه‌گذاری خارجی) تنها روی تابع تکنولوژی اثر گذار بوده و رشد آن بر تابع تولید دانش، اثری مثبت داشته باشد. هم‌چنین تجارت (در مفهوم داد و ستد کالا و سرمایه‌گذاری خارجی) نتوانسته است اثری مثبت بر تابع تولید کالا داشته باشد. اعمال سناریو شوک تجارت نشان می‌دهد که پیروی از روند سرمایه‌گذاری خارجی کشور مالزی برای الگو شبیه‌سازی شده ایران، بهتر از الگوی ترکیه و بهتر از الگوی ایران بوده است. در انتها نتایج پیش‌بینی شبیه‌سازی، حاکی از رشد اقتصادی رکودی برای سال‌های ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۹ می‌دهد. این شرایط در صورت ادامه دار بودن و وجود شرایط تحریمی می‌تواند بسیار وخیم‌تر از پیش‌بینی‌ها باشد.

طبقه‌بندی JEL: P45 ,O15, F16, F11, C61

واژه‌های کلیدی: رشد درون‌زا اوزاوا - لوکاس، رشد درون‌زا اونیکی - اوزاوا، اثر تکنیک، سرمایه انسانی، پویایی شناسی سیستمی

---

*. این مقاله مستخرج از رساله دکتری محمد داود خورسندی می‌باشد.

**. نویسنده مسئول، شماره تماس □□□□□□□□□□□□

مقدمه

امروزه رشد، به‌عنوان یکی از اهداف اصلی اقتصاد، می‌تواند در بررسی میزان پیشرفت جوامع، شاخص مهمی به شمار آید. بیشتر کشورها با این هدف، در ابتدا مسیر اقتصاد را برای یافتن مکانیسمی که رشد اقتصادی را تضمین کند، تنظیم خواهند کرد و پس از آن نقش و سهم عوامل مختلف بر رشد را به گونه‌ای مشخص می‌کنند، که بتوانند با اتخاذ سیاست‌های کلان و خرد اقتصادی، رشدی بلندمدت و با ثبات را تضمین کنند. (آلتار و همکاران، ۲۰۰۸)[1]. با گذر زمان و افزایش تجارت، علم اقتصاد، توانست روش دیگری را به‌منظور رسیدن به رشد اقتصادی بالاتر، شناسایی کند. این فرآیند که با رویکرد رابطه مبادله‌ای شکل گرفته تا سر حدی در مبادلات طرفین تجاری ادامه یافته که به بازار بست گرایی (مرکانتلیسمی)، تبدیل و منجر به نظر دیوید هیوم[2] شده[3]. تجربه کشورهای تازه صنعتی شده آسیایی گواه این مسأله بوده است (رائو و همکاران ،۲۰۱۰)[4]. با این حال مسیر تصور شده مرکانتلیسمی، اقتصاد همواره رو به رشد را با عواید و عوارضی همراه کرده است که علم اقتصاد نوین می‌تواند علاوه بر تقویت عواید، سیاست‌هایی در جهت رفع و یا کاهش عوارض آن تجویز کند. عوارضی که با پیچیدگی و جهانی شدن همه عوامل مرتبط با آن در یک اقتصاد کلان، سایر علوم، نظیر علوم اجتماعی را نیز با اقتصاد درگیر کرده است. در این خصوص نقش نیروی انسانی به‌دلیل محوریت انسان در طول زمان با دامنه‌ای از دگرگونی‌های روبرو بوده است. از یک سو مفهوم "نیروی کار[5]" که تنها با توانمندی‌های فیزیکی ارزیابی می‌شود و ا ز سوی دیگر مفهوم "سرمایه انسانی[6]" که حاصل انباشت دانش، مهارت و تجربه در انسان‌ها، است مورد نظر قرار گرفته است. در این بین سطح خلاقیت، ابداع و جذب دانش و در بطن نظریات رشد اقتصادی، با کمک تجارت، جذب فن آوری‌های جدید، از طریق اثر تکنیک

1. Altar, et al.
2. David Hume
۳. هیوم معتقد است "مرکانتیلیسم ممکن است در کوتاه مدت وضعیت تجاری را بهبود بخشد ولی این امر در بلندمدت به زیان کشور خاتمه می‌یابد".
4. Rao, et al.
5. Work force
6. Human Capital

به گونه‌ای کمک می‌کند، تا در بستر نظریات تجاری و مفهوم سرریز دانش[۱]، به حفظ و ارتقاء ابعاد توسعه‌ای سرمایه انسانی یاری بخشد (دهقانی، ۱۳۹۶).

در این مطالعه تلاش شده است تا با استفاده از نظریه‌های اقتصاد نئوکلاسیک و گسترش آن از منظر رشد درون‌زا الگو اوزاوا - لوکاس[۲] و بسط اونیکی- اوزاوا[۳] با تلفیق روش‌های جدید پویایی شناسی سیستمی[۴]، چهارچوب مفهومی[۵] منحصر به فردی طراحی شود، تا بتواند علاوه بر پوشش ارتباطات رگرسیونی و برآورد ضرایب متغیرها از روش‌های اقتصادسنجی، به سمت یک الگوی یکپارچه پویا[۶] سوق داده شود. در این راستا سه زیر سیستم اصلی به‌صورت حلقه‌های علی معلولی (رشد اقتصادی و اثر تجارت، توسعه منابع انسانی و اثر تجارت، تابع تکنولوژی و اثر تجارت) و زیر سیستم‌های فرعی به‌طور مجزا تعریف، طراحی و برآورد شده است. پس از آن، با هدف شبیه‌سازی الگو به ایجاد بستری جهت ایجاد سناریو و پیش‌بینی تا سال ۱۴۰۹ مبادرت شده است.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش

۲-۱- تجارت و تئوری رشد اقتصادی

با توسعه الگوهای رشد درون‌زا، رابطه رسمی بین مؤلفه‌های تجاری و رشد بلندمدت ارائه شده است. اقتصاددانانی نظیر رومر (۱۹۸۷)[۷]، لوکاس (۱۹۸۸)[۸]، گراسمن و هلپمن (۱۹۹۷)[۹]، پایه‌های نظری ارتباط مثبت بین تجارت خارجی و رشد اقتصادی را مطرح کرده و چگونگی تأثیر پویا مستمر تجارت خارجی بر رشد اقتصادی را نشان داده‌اند. آنها الگوهای مختلفی را ارائه کرده‌اند که براساس آن تجارت با اثراتی نظیر

---

۱. این فرضیه که دانش فنی کسب شده توسط یک کشور می‌تواند به سایر کشورها به صورت سرریز منتقل شود و بهره‌وری کل عوامل آن را افزایش دهد، نخستین بار توسط ارو (۱۹۶۲) با عنوان اثر یادگیری نهفته در تجهیزات سرمایه‌ای جدید مطرح شده است. دانش فنی جدید که به سرعت و با کم‌ترین هزینه کپی‌برداری می‌شود و رفته رفته سطح دانشی یک اجتماع کاری را ارتقاء می‌دهد.

2. Uzawa–Lucas
3. Oniki–Uzawa Trade Models
4. System Dynamics
5. Conceptual Framework
6. Dynamic Integrated Pattern
7. Romer
8. Lucas
9. Grossman and Helpman.

افزایش تنوع، افزایش کیفیت نهاده‌های واسطه ای، انتقال و گسترش دانش، آثار یادگیری از طریق عمل و افزایش اندازه بازارها، رشد اقتصادی را تحریک می‌کند. گراسمن و هلپمن (۱۹۹۵)، پیشنهاد می‌کنند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند بطور بالقوه به انتشار تکنولوژی کشور میزبان، کمک کند.کو و هلپمن (۱۹۹۵)، کو و هلپمن و هافامیستر (۱۹۹۷) به "آثار سرریز" یا "آثار انتشاری" ناشی از تجارت بین کشورها اشاره کرده‌اند که نه تنها در تجارت بین کشورهای توسعه یافته به‌وجود می‌آید، بلکه از کشورهای توسعه یافته به کشورهای در حال توسعه نیز سرایت می‌کند. بلومستروم، گلوبرمن و کوکو[1] (۲۰۰۱) مطرح کرده‌اند که چنانچه شرایطی مانند مهارت نیروی کار و بازارهای مالی توسعه یافته فراهم باشد، رابطه مثبت میان آثار سرریز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با رشد اقتصادی تأیید می‌شود (بورنسزتین و همکاران، ۱۹۹۸[2] آلفرو و همکاران، ۲۰۰۸[3]).

۲-۲- *تجارت و سرمایه انسانی*

در دهه ۹۰ شاخص جدیدی با عنوان شاخص سرمایه انسانی معرفی شده که این شاخص با استفاده از شاخص‌هایی نظیر شاخص فقر انسانی[4] و شاخص توسعه جنسیتی[5] توانسته است علاوه بر مؤلفه درآمد، مؤلفه‌های دیگری نظیر سطح آموزش و سطح سلامتی را در اندازه‌گیری رفاه انسان‌ها دخیل کند. در این شاخص جایگاه نیروی انسانی به‌عنوان عامل توسعه و قابل ارتقاء معرفی شده است. این جایگاه، نوع نگرش به انسان را به‌عنوان عامل اقتصادی، و ارزیابی رفتار وی را، به وسیله سطح مطلوبیت، منابع و درآمد دچار تحول ساخته است. (دیویس و کویین لیوان ۲۰۰۶). با معرفی الگوی لوکاس (۱۹۹۶)، سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی به‌طور مجزا به‌عنوان نهاده وارد تابع تولید شده است. در این راستا تجارت در ابتدا منجر به رشد اقتصادی شده و رشد اقتصادی نیز به نوبه خود بهبود در سرمایه انسانی را موجب می‌آورد. لذا رشد منتج شده از تجارت می‌توانست از طریق کانال‌هایی نظیر افزایش درآمد سرانه، افزایش بهداشت و سلامتی، افزایش امید به زندگی، کاهش فقر و نابرابری و نیز افزایش مهارت از طریق اثر

1. Blomström, Globerman & Kokko
2. Borenszettin, et al.
3. Alfaro, et al.
4. Human Poverty Index
5. Gender-related Development Index

تکنیک، به ارتقاء شاخص سرمایه انسانی کمک کند (گزارش توسعه انسانی آسیا – پاسفیک (۲۰۰۶))[۱]. گراسمن و هلپمن، ابداع و نوآوری را از طریق الگوی تجارت، تابعی از نیروی کار شاغل در بخش آموزش، تحقیق و توسعه دانسته است. رومر، ریورا و باتیز نیز دلایل تأثیر تجارت بر رشد اقتصادی را بیشتر از مجاری منابع انسانی در چهار نکته این‌گونه ذکر کرده‌اند که اول، تجارت احتمال دسترسی بیشتر به دانش را برای یادگیری بیشتر نیروی انسانی فراهم می‌آورد، دوم، از طریق توسعه فناوری، باعث کاهش هزینه و افزایش سرعت تنوع کالا و کاهش اتلاف منابع می‌شود و سوم، تجارت می‌تواند با جلوگیری از انجام مجدد تحقیق‌های صنعتی که نوآوری چندانی نمی‌خواهد به فرآیند تولید کمک کند و چهارم، تجارت با تقویت خلاقیت، نوآوری و شناسایی صرفه‌های حاصل از مقیاس در اثر رقابت شدیدتر، می‌تواند اثرگذاری موثر بر رشد اقتصادی داشته باشد (پاتریشیا اشنایدر، ۲۰۰۵)[۲].

۲-۳- *تجارت و اثر تکنیک*

به‌طور کلی کشورهای در حال توسعه‌ای که واردات کالاهای با فن‌آوری بالا، سهم به‌سزایی از کل وارداتشان را شامل می‌شود، از واردات در بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی بیشتر بهره‌مند می‌شوند. این کالاها به‌عنوان یک متغیر جانشین برای اثر سرریز تحقیق و توسعه در نظر گرفته می‌شود و این امر باعث افزایش سطح دانش جدید در کشورهای در حال توسعه خواهد شد (کیم ۲۰۱۵)[۳]. ثمره این سرریز تحقیق و توسعه، دانشی است که مخلوط سیالی از تجربیات، ارزش‌ها، اطلاعات و نگرش‌های نظام یافته است و می‌تواند نقش کلیدی به‌عنوان نهاده اثر گذار در جهش رو به بالا در فرآیند تولید و محرک اصلی در ایجاد ارزش افزوده به حساب آید. یکی از راه‌های انتقال دانش می‌تواند از طریق تعاملات تجاری، بلاخص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باشد، مهم‌تر از انتقال دانش می‌تواند ارتباط میان تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با سرمایه انسانی باشد که به شدت غیرخطی بوده و به‌گونه‌ای که بدون سرمایه انسانی مناسب و آموزش دیده، بدون ایجاد زیرساخت جذب و ذخیره فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات[۴]

---

۱. گزارش توسعه انسانی آسیا – پاسفیک ۲۰۰۶

2. Patricia Higino Schneider
3. Kim
4. Information and Communication Technology. (ICT)

این‌گونه سرمایه‌گذاری‌ها نمی‌توانند انجام شوند. (روبینی، ۲۰۱۴)[1]، لذا الگوهای رشد درون‌زا از طریق معرفی فعالیت‌های تحقیق و توسعه‌ای[2] و تأثیر آن بر نرخ پیشرفت فنی و به‌دنبال آن نرخ رشد اقتصادی بلندمدت شکل می‌گیرد. براین اساس الگوهای رشد درون‌زا را می‌توان تحت دو زیر بخش معرفی کرد؛ اول الگوهایی که اثر تجارت را به‌نوعی از طریق تراکم سرمایه‌گذاری مطرح می‌کنند که شامل الگوهای رومر (۱۹۸۷)، لوکاس (۱۹۸۸)، بارو (۱۹۹۰) و ربلو (۱۹۹۱) که بر سرمایه‌گذاری خارجی، واردات کالاهای سرمایه ای، نقش و اهمیت منابع انسانی و.... تأکید دارند و دوم الگوهای گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱) و اقیون و هویت (۱۹۹۸) که بر نقش پیشترفت تکنولوژی با تأکید بر حوزه تحقیق و توسعه، الگوهای مبتی بر آموزش نیروی انسانی، آموزش‌های ضمن خدمت و تحقیقات فن آورانه معرفی می‌کنند.

۲-۴- پیشینه پژوهش

خلاصه‌ای از مطالعات صورت گرفته گذشته که از منظر مفهوم و یا از منظر روش تحقیق به کلیت موضوع مورد پژوهش نزدیک باشد را می‌توان به‌صورت زیر گزارش کرد:

دانگ هوی و همکاران (۲۰۱۶)[3]، در پژوهشی با عنوان "تجارت، رشد و نوسان رشد: شواهد پانل جدید" از روش خود توزیعی مقطعی کاهشی[4] به بررسی رابطه تجارت با رشد اقتصادی و نوسان رشد پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تجارت، به‌طور متوسط، رشد اقتصادی را افزایش داده و سبب تقویت در نوسان رشد بلندمدت شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که عدم تجانس بزرگی بین تجارت و رشد اقتصادی به‌وجود خواهد آمد، چرا که اثرات تجارت، بسته به سطح توسعه یافتگی یک کشور، می‌تواند متفاوت باشد. ویانا (۲۰۱۶)[5]، در مطالعه‌ای با عنوان "تأثیر صادرات به چین در رشد آمریکای لاتین" از روش حداقل مربعات تعمیم یافته[6] به بررسی رابطه بین رشد تولید ناخالص داخلی در هفت کشور بزرگ آمریکای لاتین و تقاضای چین برای صادرات پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که بیشتر رشد تولید داخلی آمریکای

1. Rubini
2. Research and development, (R&D)
3. Dong-Hyeon Kim, et al
4. Cross-sectionally augmented autoregressive distributed lag, (CS-ARDL)
5. Vianna, Andre C.
6. Generalized least squares method, (GLS)

به‌طور مثبت نسبت به سرمایه‌گذاری به تولید، صادرات کل، نرخ ارز واقعی موثر بوده و اثرات منفی آن مربوط به رشد جمعیت و نرخ بیکاری می‌باشد و رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد تولید ناخالص داخلی ناچیز بوده است. زاهونوگو (۲۰۱۶)[1] در مطالعه‌ای با عنوان "تجارت و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه، شواهدی برای کشورهای جنوب صحرای آفریقا" از طریق تکنیک میانگین همگرا[2] به چگونه تجارت و درجه بازبودن آن بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه توجه کرده است. نتایج نشان می‌دهد باز بودن تجارت تأثیر مثبت و معناداری بر اقتصاد دارد، اما با سیاست‌های تکمیلی که با هدف تشویق تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های جدید و افزایش کیفیت و توانایی تنظیم و یادگیری مهارت‌های جدید باشد، همراه شود.

۳- الگوی پژوهش

۳-۱- الگوی تجارت و رشد اقتصادی (حلقه تولید کالا و تولید دانش)

به استناد از الگوی رشد درون‌زای اوزاوا - لوکاس دو عامل سرمایه ی فیزیکی (K) و سرمایه انسانی (H) در تابع تولید در نظر گرفته و تابع تولید ملی، به دو بخش تولید کالاها و تولید دانش تقسیم شده است. تابع تولید به فرم کاب- داگلاس فرض می‌شود، به‌طوری‌که Y مقدار تولید کالا، A پارامتر تکنولوژی، α سهم سرمایه فیزیکی و u کسری از سرمایه انسانی تخصیص داده شده به بخش کالا و E مقدار تولید دانش و B پارامتر تکنولوژیکی بخش آموزش که می‌تواند بیانگر حداکثر رشد ممکن برای سرمایه انسانی و شاخصی برای بهره‌وری بخش آموزش و در نهایت سهم دیگری از سرمایه انسانی یعنی $(1-u)$ نیز برای تولید در بخش آموزش مورد استفاده قرار می‌گیرد.

$$Y = AK^{\alpha}(uH)^{1-\alpha} \quad (۱)$$

$$E = B(1-u)H \quad (۲)$$

به‌دلیل اینکه در تابع تولید دانش به‌طور آشکار اثرات مستقیم سایر متغیرها مشخص نشده و نتوانسته تمامی اثرات را در الگوی تولید دانش نشان دهد، سنتز اوزاوا – لوکاس (۲۰۱۴) در بحث اثر آموزش بر رشد اقتصادی و نیز سنتز اونیکی – اوزاوا (۲۰۱۵) در بحث اثر تجارت بر رشد اقتصادی و توسعه منابع انسانی توانسته است اثر

1. Zahonogo, Pam
2. Pooled Mean Group Estimation technique

تکنیک را از طریق دو دیدگاه آموزشی در تابع تولید دانش و تابع تولید کالا بگنجاند. این امر در ابتدا از طریق آموزش (تحصیلات)[1] همراه بوده و در ادامه از طریق آموزش ضمن خدمت (تجربه و مهارت)[2] گسترش یافته است. اگر فرض شود تولید ملی کشور j ام در زمان t تابع $F_j(t)$ باشد، که از مجموع تابع تولید بخش کالا با اندیس i و تابع تولید بخش دانش با اندیس e تشکیل شده باشد، می‌توان توابع را به‌صورت $F_j(t) = F_{ji}(t) + F_{je}(t)$ زیر بسط داد. هم‌چنین در این الگو فرض بر این است که $K_j(t) = K_{ji}(t) + K_{je}(t)$ و $N_j(t) = N_{ji}(t) + N_{je}(t)$ باشد. N تعداد نیروی کار ساعت در هر بخش خواهد بود و با فرض اینکه تعداد ساعات کار در تولید کالا، u ساعت و تعداد ساعات کار در تولید دانش (1-u) باشد، $N_{ji} = L_j.u$ و $N_{je} = L_j.(1-u)$ خواهد بود. به استناد از سنتز اونیکی – اوزاوا (۲۰۱۵) که از طریق الگوی تجارت اثر تکنیک را می‌توان برای متغیر A_{ji} و A_{je} به‌صورت $A_{ji} = f(R\&d_{ji}, FDI_{ji})$ و $A_{je} = f(R\&d_{je}, FDI_{je})$ گسترش داده. در این صورت الگوی نهایی تولید کالا و تولید دانش به‌صورت زیر خواهد بود:

$$F_{ji}(t) = c_{ji}K_{ji}^{\alpha_{ji}}(t)\, H_j^{m_{ji}\beta_{ji}}(t)\left(L_j.u(t)\right)^{\beta_{ji}} R\&D_{ji}^{\varphi_{ji}} FDI_{ji}^{\gamma_{ji}} \qquad (۳)$$

$$F_{je}(t) = c_{je}K_{je}^{\alpha_{je}}(t)\, H_j^{m_{je}\beta_{je}}(t)\left(L_j.(1-u)(t)\right)^{\beta_{je}} R\&D_{je}^{\varphi_{je}} FDI_{je}^{\gamma_{je}} \qquad (۴)$$

جهت پویا کردن الگوی رشد در چرخه تولید به استناد میر آجول و لقمان (۲۰۱۴)[3] به‌منظور محاسبه، نرخ‌های رشد، معادلات حرکت[4] (تغییرات) موجودی سرمایه فیزیکی ($\dot{K}_{ji}$) و ($\dot{K}_{je}$)، موجودی سرمایه انسانی ($\dot{H}_{ji}$) و ($\dot{H}_{je}$) محاسبه شده است.

$$\dot{K}_{jt} = \frac{\partial K_{jt}}{\partial t} = \frac{\partial K_{jt}}{\partial F_{jt}}.\frac{\partial F_{jt}}{\partial t} - \delta_{Kjt} = \frac{\alpha_j F_{jt}}{K_{jt}}.\dot{F}_{jt} - \delta_{Kjt} = s_{Kj}.\dot{F}_{jt} - \delta_{Kjit}$$

$$\left\{\dot{K}_{jit} = \frac{\alpha_{ji}F_{jit}}{K_{jit}}.\dot{F}_{jit} - \delta_{Kjit} = s_{Kji}.\dot{F}_{jit} - \delta_{Kjit} = S_{Kjit}\right\}$$

$$\left\{\dot{K}_{jet} = \frac{\alpha_{je}F_{jet}}{K_{jet}}.\dot{F}_{jet} - \delta_{Kjet} = s_{Kje}.\dot{F}_{jet} - \delta_{Kjet} = S_{Kje}t\right\} \qquad (۵)$$

تغییرات سرمایه فیزیکی در طول زمانی می‌تواند پس از کسر استهلاک (که صفر فرض شده است) به‌عنوان پس‌انداز سرمایه فیزیکی S_{Kjt}، دوباره در چرخه تولید جهت

1. Learning by education
2. Learning by doing. Learning by production
3. Mirajul Haq, Muhamammad Luqman
4. Evelution

تولید بیستر استفاده شود. هم‌چنین به استناد اوزاوا (۱۹۶۵)، ژانگ[1] (۲۰۰۷) و هانوشک و وویسمن[2] (۲۰۰۸) در مورد تغییرات سرمایه انسانی در طول زمان می‌توان بیان کرد که به سه طریق آموزش از طریق تحصیل[3]، آموزش از طریق تجربه و کار[4] و آموزش از طریق مصرف[5] به تجربات خود خواهد افزود که همه این سه در S_{Hjt} به‌عنوان پس‌انداز سرمایه انسانی ذخیره خواهد شد و دوباره در چرخه تولید جهت تولید بیشتر یا با بهره‌وری بالا متبلور می‌شود. معادله حرکت سرمایه انسانی در طول زمان به شرح زیر خواهد بود:

$$\dot{H}_{jt} = \frac{\partial H_{jt}}{\partial t} = \frac{\partial H_{jt}}{\partial F_{jt}} . \frac{\partial F_{jt}}{\partial t} - \delta_{Hjt} = \frac{m_j \beta_j F_{jt}}{K_{jt}} . \dot{F}_{jt} - \delta_{Hjt} = s_{Hj} . \dot{F}_{jt} - \delta_{Hjt}$$

$$\left\{ \dot{H}_{jit} = \frac{m_{ji} \beta_{ji} F_{jit}}{H_{jit}} . \dot{F}_{jit} - \delta_{Hjit} = s_{Hji} . \dot{F}_{jit} - \delta_{Hjit} = S_{Hjit} \right\}$$

$$\left\{ \dot{H}_{jet} = \frac{m_{je} \beta_{je} F_{jet}}{H_{jet}} . \dot{F}_{jet} - \delta_{Hjet} = s_{Hje} . \dot{F}_{jet} - \delta_{Hjit} = S_{Hjet} \right\} \qquad (۶)$$

۳-۲- الگوی تجارت و سرمایه انسانی

با استناد به دیویس و کوینلیون (۲۰۰۶)[6]، عوامل موثر بر سرمایه انسانی را می‌توان علاوه بر حجم تجارت، از مخارج آموزش و مخارج سلامتی دانست. در این الگو فرض شده که تجارت اثرات با وقفه‌ای بر سرمایه انسانی دارد، بدین مفهوم که ورود کالاها با تکنولوژی بالا با وقفه برای چند سال متوالی به ارتقای منابع انسانی منجر خواهد شد. اگر $H_{j,t}$ و $Trade_{j,t}$ شاخص سرمایه انسانی و حجم تجارت کشور j ام در زمان t باشد، سایر عوامل موثر بر توسعه منابع انسانی نظیر مخارج بهداشت سرانه $cost\ HE_{j,t}$، مخارج آموزش سرانه $cost\ EDU_{j,t}$ به شکل تفاضل وارد الگو می‌شوند:

$$H_{j,t} - \lambda H_{j,t-1} = \alpha(1-\lambda) + \beta Trade_{j,t} + \phi\left(cost\ HE_{j,t} - cost\ HE_{j,t-1}\right)$$
$$\varphi\left(cost\ EDU_{j,t} - cost\ EDU_{j,t-1}\right) + \varepsilon_{j,t} - \lambda\varepsilon_{j,t-1} \qquad (۷)$$

1. Zhang
2. Hanushek and Woessmann
3. Learning by education
4. Learning by producing
5. Learning by consumption
6. Davies & Quinlivan

۳-۳- الگوی تجارت و اثر تکنیک

در نظریات رشد درون‌زا جزء باقی مانده رشد، به عواملی مانند دانش وتکنولوژی نسبت داده می‌شود. در برخی از الگوهای توسعه یافته، مانند الگو ادواردز، علاوه بر منابع داخلی تولید دانش، به منابع خارجی آن نیز توجه می‌شود. در این الگوها اعتقاد بر این است که اقتصادهای بازتر به سوی تجارت جهانی در جذب ایده‌های جدید و اختراعات انجام شده در سطح جهانی در مقایسه با اقتصادهای بسته موفق‌تر است. به استناد از اسچنیدر (۲۰۰۵) و کیم و همکاران (۲۰۱۵)، عوامل اثرگذار در تابع تکنولوژی به‌صورت A(HDI, Trade, GDP, TELcom, R&D, FDI) مطرح می‌شود. در این تابع، TELcom متغیر ارتباطات که خود از تعداد خطوط تلفن ثابت، تلفن همراه و تعداد استفاده‌کنندگان از اینترنت تشکیل شده است.

۴- روش شناسی

الگوی پویایی شناسی با استفاده از نرم افزار Vensim DSS4[1]، طراحی و مورد تحلیل قرار گرفته، مرز مفهومی الگو که نقش تجارت و اثر آن بر تمامی زیر بخش‌ها را نشان می‌دهد، طراحی شده است. افق زمانی یک دوره ۵۰ ساله است که از سال ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۹ ادامه می‌یابد. با توجه به اینکه داده‌های واقعی برخی از متغیرهای تا سال ۱۳۹۵ در دسترس است، الگوی اقتصادسنجی از سال ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۵ تخمین زده شده، ضرایب آن به الگوی شبیه‌سازی پویا منتقل شده است. به‌منظور سنجش اعتبار الگوی شبیه‌سازی شده، نتایج آن از سال ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۵ با داده‌های واقعی، مقایسه و سپس عملیات شبیه‌سازی تا سال ۱۴۰۹ ادامه یافته است.[2]

۴-۱- روابط علی معلولی پژوهش

در روش پویایی شناسی سیستمی در ابتدا ارتباط متغیرها بر اساس روابط علت و معلولی نشان داده می‌شود. حلقه‌های علی معلولی[3] ضمن بیان روابط علی بین دو یا چند متغیر، جهت تأثیر آنها را به‌صورت مثبت یا منفی مشخص می‌کنند. این تأثیر

---

۱. برای اطلاعات بیشتر در مورد نرم افزار و توانایی‌های آن می‌توان به سایت www.vensim.com مراجعه شود.

۲. منظور جمع آوری داده‌های آماری از بانک‌های آماری ارائه دهنده اطلاعات مرتبط نظیر سایت بانک جهانی، بانک مرکزی ایران و درگاه آماری ایران استفاده شده است.

3. Causal Loop Diagram (CLD)

می‌تواند بر متغیر مورد نظر به‌صورت مستقیم و یا بطور غیرمستقیم ازطریق متغیرهای واسطه صورت پذیرد. مطابق نمودار (۱) در پیوست، الگوی مفهومی از چهار زیر سیستم کلی تشکیل شده است: زیر سیستم رشد اقتصادی، در قالب چرخه R_1، رفتار علت و معلولی اقتصاد را از دیدگاه کلان اقتصادی نمایش داده است. زیر سیستم اثر تجارت، بر تولید و رشد اقتصادی در قالب چرخه‌های R_2 تا R_5 رفتار علت و معلولی هر یک از متغیرهای تجاری را بر تولید و رشد اقتصادی نشان می‌دهد. چرخه R_6 و R_7 اثر تجارت را بر سرمایه انسانی، تولید و رشد اقتصادی نشان می‌دهد، چرخه R_8 و R_9 و R_{10} و B_1، اثر تجارت را بر جمعیت، نیروی کار، تولید و رشد اقتصادی نشان می‌دهد. در نهایت چرخه نوآوری R_{14} و R_{15} که اثر تکنیک ناشی از تجارت در کنار مؤلفه‌های دیگر تابع تکنولوژی را به نمایش می‌گذارد.

۴-۲- زیر سیستم‌ها و تلفیق اقتصادسنجی با پویایی شناسی

قبل از گسترش حلقه‌های علت و معلولی و تبدیل آن‌ها به نمودارهای انباشت و جریان[1]، باید توابع آن را از طریق روش‌های آماری یا اقتصادسنجی ایجاد و تخمین زد[2]. پس از آن با در نظر گرفتن فرم ضمنی معادلات و نیز ضرایب برآوردی به ایجاد بستری جهت عملیات شبیه‌سازی و طراحی نمودارهای جریان در قالب متغیرهای حالت، متغیرهای نرخ و نیز استفاده از متغیرهای کمکی در زیرسیستم‌های منحصر به فرد مبادرت کرد.

۴-۲-۱- تجارت و زیر سیستم رشد اقتصادی

به‌استناد روابط ۳ و ۴ در بخش الگوی رشد اقتصادی، ارتباط تابع تولید با زیر سیستم خود در قالب دو تابع با عنوان تابع تولید کالا $F_{ji}(t)$ و تابع تولید دانش $F_{je}(t)$ معرفی شدند. پس از اعمال آزمون‌های آماری و بررسی پایایی متغیرها، نتایج حاصل از الگوی اقتصادسنجی برآوردی به‌صورت زیر تخمین زده شد:

$$LnF_{ji}(t) = 5.1 + 0.3LnK_{ji}(t) + 0.67LnH_j(L_j.u)(t) + 0.48LnR\&D_{ji}(t) \\ -0.006LnFDI_{ji}(t) + 0.7AR(1) + \varepsilon_{j,t}$$

---

1. Stock Flow Diagram (SFD)

۲. در تمام الگوهای اقتصادسنجی گرفته شده در ابتدا ایستایی متغیرها مورد بررسی واقع شد و دلالت بر مانایی آن بررسی شده است. با توجه به آزمون مربوطه مشاهده می‌شود که تمام متغیرهای درسطح ایستا بوده و خطر ایجاد رگرسیون کاذب از بین رفته است و می‌توان از روش مرسوم اقتصادسنجی به تناسب الگوی مربوطه استفاده کرد. درنهایت بعد از تخمین معادلات رگرسیونی به بررسی تست‌های آماری پرداخته شده است.

(6.14) (2.86) (2.26) (10.21) (-0.17) (۸)

$R^2 = 0.957 \quad \overline{R}^2 = 0.948 \quad D-W = 1.91$

$$LnF_{je}(t) = 4.48 + 0.31LnK_{je}(t) + 0.16LnH_{je}(L_j.(u-1))(t) + 0.4LnR\&D_{je}(t) - 0.001LnFDI_{je}(t) + 0.85AR(1) + \varepsilon_{j,t}$$

(4.2) (3.1) (0.62) (6.55) (−0.04) (۹)

$R^2 = 0.949 \quad \overline{R}^2 = 0.939 \quad D-W = 2.05$

۴-۲-۲- تجارت و زیر سیستم سرمایه انسانی

در بخش تجارت و اثر سرمایه انسانی (جهت درون‌زا در نظر گرفن سرمایه انسانی) به استناد از دیویس و کوینلیون (۲۰۰۶)، ارتباط سرمایه انسانی با زیر سیستم خود در قالب معادله ۷ معرفی و نتایج حاصل از الگوی اقتصادسنجی برآوردی به‌صورت زیر تخمین زده شده است:

$$H_{j,t} - 0.45H_{j,t-1} = 0.75 + 0.000017Trade_{j,t} + 0.00002\left(cost\ HEX_{j,t} - cost\ HEX_{j,t-1}\right) + 0.015\left(cost\ EDUEX_{j,t} - cost\ EDUEX_{j,t-1}\right) + 0.67AR(1) - 0.89AR(2)$$

(4.96) (5.66) (2.72) (6.53) (2.23) (2.43) (−5.32)

$R^2 = 0.97 \quad \overline{R}^2 = 0.97 \quad D-W = 1.91$ (۱۰)

۴-۲-۳- تجارت و زیر سیستم نوآوری

به استناد از اسچنیدر (۲۰۰۵) و کیم و همکاران (۲۰۱۵)، می‌توان عوامل اثر گذار در تابع تکنولوژی که در قسمت ۴-۳ معرفی شده است را به‌صورت زیر برآورد کرد، نتایج حاصل از الگوی اقتصادسنجی برآوردی به‌صورت زیر تخمین زده شده است:

$$LNINV_{j,t} = 3.95 + 0.009\ LNFDI_{j,t} - 0.17\ LNGDP_{j,t} + 3.37\ LNHDI_{j,t} + 0.05\ LNINTR_{j,t} + 0.14\ LNTLPH_{j,t} - 0.02\ LNMOB_{j,t} - 0.15\ LNTrade_{j,t}$$

(5.82) (0.99) (−3.43) (5.95) (4.06) (6.48) (−3.33) (−3.11)

$R^2 = 0.98 \quad \overline{R}^2 = 0.98 \quad D-W = 2.75$ (۱۱)

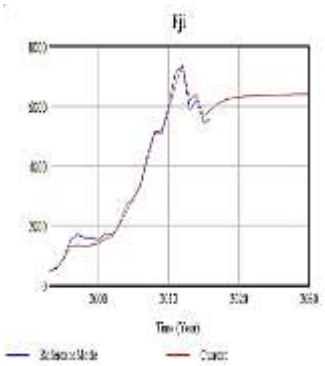
با بسط الگوی برآوردی به‌صورت زیر سیستم تولید کالا و تولید دانش، سرمایه انسانی و تکنولوژی، زیر سیستم‌های آن را می‌توان دقیق‌تر در نمودارهای ۲ تا ۴ پیوست ملاحظه کرد[۱].

---

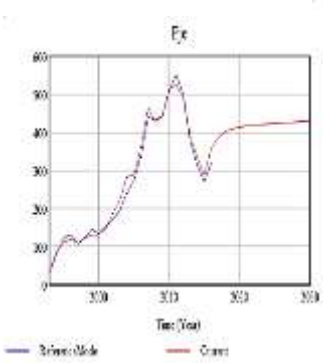
۱. کلیه محاسبات ریاضی متغیرهای مورد استفاده بر حسب توابع موجود در نرم افزار ونسیم نوشته شده است که به‌دلیل طولانی شدن در این مقاله تشریح نمی شود. در صورت تقاضای خواننده کل الگو و روابط آن در اختیار قرار خواهد گرفت.

۵- شبیه‌سازی و اعتبار سنجی الگو

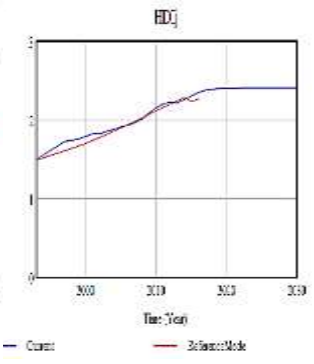
بعد از انجام شبیه‌سازی،جهت اعتبار سنجی در ابتدا آزمون رفتار مجدد[1] جهت مقایسه نتایج شبیه‌سازی با داده‌های واقعی صورت گرفته است. همان‌طورکه در نمودار ۵ تا ۱۰ آمده است، اطلاعات واقعی و نتایج شبیه سازی نشان از درستی شبیه سازی دارد. جهت اطمینان بیشتر، آزمون میزان خطای متغیرهای کلیدی بر اساس روش حداقل مجذورات[2] به استناد استرمن (۲۰۰۰) و به‌منظور شناسایی ریشه‌های خطا به استناد تیلز[3] (۱۹۶۶)، سه عامل خطای مبنا، خطای انحراف و خطای نابرابری کوواریانس آزمون شده و نتایج آن در جدول ۱ نشان داده شده است.



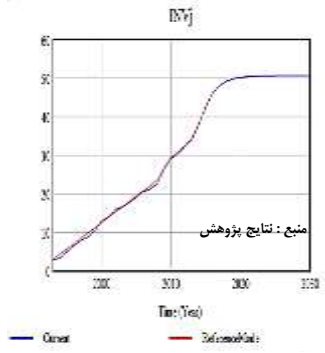
نمودار ۵. آزمون رفتار الگو متغیر تولید کالا



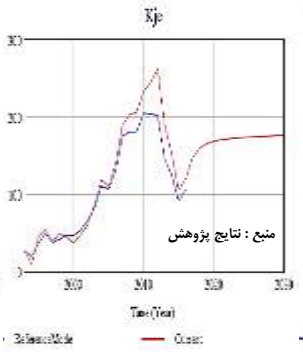
نمودار ٦. آزمون رفتار الگو متغیر تولید دانش



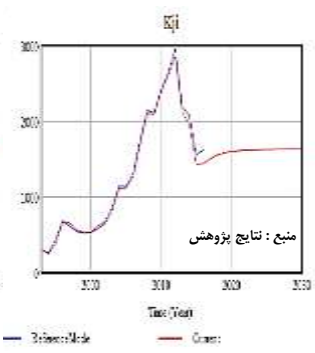
نمودار ۷. آزمون رفتار الگو متغیر سرمایه انسانی



نمودار ۱۰. آزمون رفتار الگو تابع تکنولوژی



نمودار ۹. آزمون رفتار الگو متغیر سرمایه گذاری در تولید دانش



نمودار ۸. آزمون رفتار الگو متغیر سرمایه گذاری در تولید کالا

1. Auxiliary Variables.
2. Root Mean Square Percent Error.
3. Theils

جدول ۱. نتایج اعتبار سنجی الگو

آزمون	تولید کالا F_{ji}	تولید دانش F_{je}	سرمایه انسانی	تکنولوژی	سرمایه تولید کالا	سرمایه تولید دانش	تجارت
RMSPE	۰/۱۰۲۱	۰/۱۰۸۷۲	۰/۲۷۹۱۴	۰/۲۵۹۱۴	۰/۰۰۰۷۱	۰/۲۵۶۱	۰/۰۴۵۹۱
UT	۰/۰۶۹۹۶	۰/۰۶۳۶۸	۰/۰۱۰۳۵	۰/۰۴۷۵۱	۰/۰۰۷۶۵	۰/۰۱۸۳۱	۰/۱۹۱۰۶
U^m	۰/۱۸۲۸۹	۰/۲۴۲۵۳	۰/۰۰۰۵۲	۰/۰۹۲۲۷	۰/۰۴۵۷۱	۰/۱۷۰۵۲	۰/۲۲۹۸۷
U^s	۰/۳۰۷۷۹	۰/۱۹۶۶۹	۰/۰۳۲۹۵	۰/۱۲۶۸۸	۰/۰۰۰۵۴	۰/۲۱۰۷۱	۰/۱۷۰۹۱
U^c	۰/۵۰۹۳۲	۰/۵۶۰۸۷	۰/۹۶۶۷۸	۰/۷۸۰۱۲	۰/۹۵۱۰۳	۰/۶۰۸۷۱	۰/۴۱۷۸۱
$U^m+U^s+U^c$	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

۶- شبیه سازی متغیرهای کلیدی

۶-۱- چرخه تولید سرانه (تولید کالا و خدمات فیزیکی F_{ji}) (تولید دانش و خدمات آموزشی F_{je})

براساس نتایج الگو در نمودار ۵، میزان تولید کالا و خدمات فیزیکی سرانه در سال ۱۳۵۹ برابر ۲۱۶/۲۹ میلیون دلار که در سال ۱۳۹۵ به ۵۶۰۱/۹۳ افزایش یافته و تا ۱۴۰۹ بر اساس نتایج شبیه‌سازی به ۶۴۱۰/۴۸ افزایش خواهد یافت. افزایش حدود ۸۰۰ میلیون دلاری (۱۴/۵ درصدی) شبیه‌سازی پیش‌بینی شده طی ۱۴ سال منتهی به ۱۴۰۹ (سالی ۱ درصد)، نشان از روندی صعودی با شیب ملایم را می‌دهد. هم‌چنین نتایج الگو در نمودار ۶ نشان می‌دهد، میزان تولید دانش و خدمات آموزشی سرانه در سال ۱۳۵۹ برابر ۳۷/۸۵ میلیون دلار که در سال ۱۳۹۵ به ۳۵۹/۳۳۴ افزایش یافته و تا ۱۴۰۹ بر اساس نتایج شبیه‌سازی به ۴۳۰/۰۷۷ افزایش خواهد یافت. افزایش حدود ۷۱ میلیون دلاری (۲۰درصدی) شبیه‌سازی پیش‌بینی شده طی ۱۴ سال منتهی به ۱۴۰۹ (سالی ۱/۴۲ درصد) نشان از روندی صعودی با شیب ملایم را همانند تولید کالا، گوشزد می‌کند. بنابراین اتخاذ برنامه‌ریزی‌های لازم جهت بهبود تولید، امری ضروری محسوب می‌شود.

۶-۲- شاخص سرمایه‌گذاری انسانی (HDI_j)

براساس نتایج الگو در نمودار ۷، میزان شاخص سرمایه انسانی در سال ۱۳۵۹ برابر ۱/۰۷۳۳ بوده، که در سال ۱۳۹۵ به ۲/۲۷۰۳ افزایش یافته و تا سال ۱۴۰۹ بر اساس نتایج شبیه‌سازی به ۲/۴۱۲۸ افزایش خواهد یافت. معیار این شاخص عددی بین صفر تا ۱۰ است و از ابتدا تا پایان دوره تقریباً روندی صعودی با شیب ملایم را طی می‌کند. جهت بهبود و افزایش شیب صعودی این شاخص، باید معیارهایی نظیر نرخ امید به زندگی، نرخ باسوادی، ضریب جینی، هزینه‌های بهداشت، هزینه‌های آموزش بهبود یابد

۶-۳- سرمایه‌گذاری فیزیکی سرانه (K_{ji} و K_{je})

براساس نتایج الگو در نمودار ۸، میزان سرمایه فیزیکی سرانه در بخش تولید کالا در سال ۱۳۵۹ برابر ۱۰۳/۵۲ میلیون دلار بوده، که در سال ۱۳۹۵ به ۱۶۲۶/۹۵ رسیده است و در سال ۱۴۰۹ بر اساس نتایج شبیه‌سازی به ۱۶۳۷/۰۸ افزایش خواهد یافت. افزایش ناچیز ۱۱ میلیون دلاری پیش‌بینی شده برای متغیر سرمایه‌گذاری در بخش تولید کالا یکی از عوامل اصلی در رکود تولید کالا در رشد اقتصادی به حساب می‌آید. نکته قابل ذکر در الگو این است که، میزان K_{ji} از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴ روندی به شدت نزولی را با سقوط ۱۳۰۰ میلیون دلار تجربه کرده و جای تامل است که چه اولویت‌هایی در اقتصاد، سهم این عامل اقتصادی را به خود اختصاص داده اند. براساس نتایج الگو در نمودار ۹، میزان سرمایه فیزیکی سرانه در بخش تولید دانش و خدمات آموزشی سرانه در سال ۱۳۵۹ برابر ۲۶/۷۱ میلیون دلار بوده، که این مقدار در در سال ۱۳۹۵ به ۱۱۹/۸۸۱ افزایش یافته و در سال ۱۴۰۵ بر اساس نتایج شبیه‌سازی به ۱۷۶/۶۴۵ خواهد رسید. افزایش ۵۷ میلیون دلاری پیش‌بینی شده برای متغیر سرمایه‌گذاری در بخش تولید دانش حاکی از رشد ۴ درصدی در هر سال برای دوره ۱۴ ساله منتهی به ۱۴۰۹ بوده که به نظر می‌رسد برای بخش سرمایه‌گذاری در دانش، رقمی ناچیز است. سقوط ۱۱۱ میلیون دلاری K_{je} که از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴ اتفاق افتاده است جای تاملی برای محققان در این حوزه خواهد بود که چه اولویت‌هایی در اقتصاد، سهم این عامل اقتصادی را به خود اختصاص داده‌اند.

۶-۴- شاخص نوآوری (INV_j)

براساس نتایج الگو در نمودار ۱۰، شاخص نوآوری در سال ۱۳۵۹ برابر ۲/۹۷۱۴ بوده که در سال ۱۳۹۵ به ۴۶/۳ افزایش یافته و تا سال ۱۴۰۹ بر اساس نتایج شبیه‌سازی به ۵۰/۶۸۳۶ خواهد رسید. افزایش ناچیز ۴ واحدی برای ۱۴ سال پیش‌بینی نشان می‌دهد که زیرساخت‌های این حوزه پتانسل تولید انفجاری را در این بخش ندارند و توانسته است فرضیه تکنولوژی با تخریب هوشمند را به‌شدت پذیرا باشد. با این حال میزان تولیدتکنولوژی از ابتدا تا سال ۱۳۹۸ روندی صعودی با شیب قابل قبولی را طی می‌کند، اما از سال ۱۴۰۱ به بعد با روندی ثابت شبیه‌سازی را همراه شده است. این شاخص که عددی بین صفر تا ۱۰۰ بوده، از متغیرهایی نظیر سرمایه‌گذاری داخلی، درجه باز بودن تجاری، نرخ مبادله، سرمایه‌گذاری خارجی، سرمایه انسانی، شاخص‌های ICT و ارتباطات و .... صورت می‌گیرد و موید این مطلب است که در جهت بهبود این شاخص به‌ویژه از سال ۱۴۰۱ به بعد، به بهبود هر یک متغیرهای ذکر شده کمک شده و تصمیمات کاربردی اتخاذ شود.

جدول ۲. نتایج االگو در یک نگاه

زیر سیستم	F_{ji} میلیون دلار	F_{je} میلیون دلار	K_{ji} میلیون دلار	K_{je} میلیون دلار	HDI_j	INV_j
سال ۱۳۵۹	۲۱۶/۲۹	۳۷/۸۵	۱۰۳/۵۲	۲۶/۷۱	۱/۰۷۳۳	۲/۹۷۱۴
سال ۱۳۹۵	۵۶۰۱/۹۳	۳۵۹/۳۳۴	۱۶۲۶/۹۵	۱۱۹/۸۸۱	۲/۲۷۰۳	۴۶/۳
سال ۱۴۰۹	۶۴۱۰/۴۸	۴۳۰/۰۷۷	۱۶۳۷/۰۸	۱۷۶/۶۴۵	۲/۴۱۲۸	۵۰/۶۸۳۶
شکاف روند	سالی ۱۵۰	سالی ۳۰	سالی ۳۰۰-	سالی ۱۱۱-	-	-
سال شکاف روند	۲ ساله ۹۶ و۹۷	۲ ساله ۹۶ و۹۷	۴ ساله ۹۱ تا۹۴	۴ ساله ۹۱ تا۹۴	-	-
پیش‌بینی رشد	رشد ۱ درصدی و رکودی	رشد ۱/۴۲ درصدی و رکودی	رشد ثابت	رشد ثابت	رشد صعودی با شیب ملایم	رشد صعودی با شیب ملایم

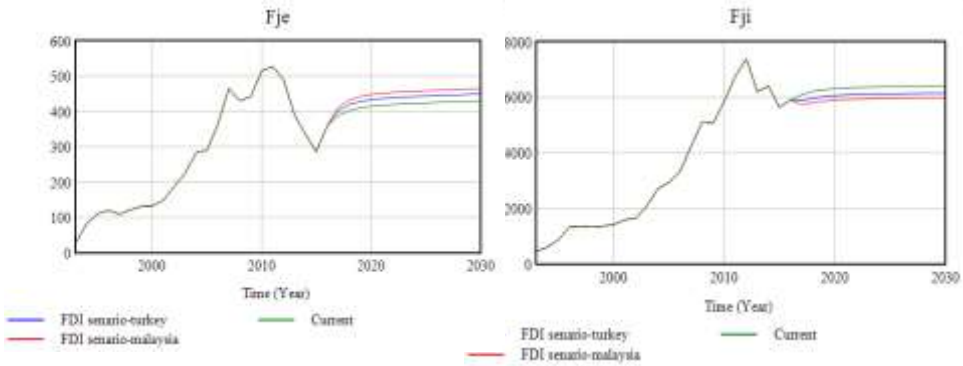
منبع: یافته‌های تحقیق

۷- بهینه سازی متغیرهای کلیدی از طریق اعمال سناریو

هدف این مرحله بهینه سازی متغیرهای کلیدی بر حسب سناریوهای مختلف است. متغیرهایی که افزایش آنها مطلوب است، در جهت مثبت افزایش می‌یابند و متغیرهایی که کاهش آنها مطلوب است، در جهت منفی کاهش می‌یابند. از آنجا که داده‌های واقعی تمامی متغیرهای الگو تا سال ۱۳۹۵ موجود است، منطقی به نظر می‌رسد که این تغییرات از سال ۱۳۹۶ در الگو اعمال شود. جهت اعمال سناریو در این الگو از اطلاعات دو کشور مالزی به‌عنوان نماینده آسیای شرقی و ترکیه به‌عنوان نماینده خاورمیانه استفاده شده است. بدین صورت که شوک سال ۱۳۹۶ یعنی اعمال اطلاعات سال ۱۳۹۶ (۲۰۱۷) مالزی یا ترکیه در متغیر مربوطه برای کشور ایران خواهد بود.

۷-۱- اثر شوک تجارت بر بخش تولید (رشد اقتصادی)

سناریو شوک تجارت از طریق دو مؤلفه مهم تجاری یعنی سرمایه‌گذاری خارجی سرانه و میزان تجارت خارجی سرانه در الگو اعمال می‌شود. با فرض این که حجم سرمایه‌گذاری خارجی و تجارت ایران در سال ۱۳۹۵ به‌ترتیب $FDI_{IR} = ۴۲/۰۰۴۳$ و $Trade_{IR} = ۲۲۲۵/۰۳$ میلیون دلار بوده است، مقادیر اعمال شده از طریق داده‌های دو کشور ترکیه و مالزی برای سال ۱۳۹۶ (۲۰۱۷) به‌ترتیب $FDI_{TUR} = ۱۳۴/۸۵$ و $Trade_{TUR} = ۴۶۱۰۵۹/۶$ و $FDI_{MAL} = ۳۰۰/۷۷$ و $Trade_{MAL} = ۴۲۷۴۶۸/۳۷$ میلیون دلار بوده است. الگوی شبیه‌سازی برای ۱۴ سال منتهی به ۱۴۰۹ را اعمال و تغییرات این شوک بر بخش تولید (رشد اقتصادی) از طریق نمودارهای پیش‌بینی ۱۱ تا ۱۴ شبیه‌سازی شده است.

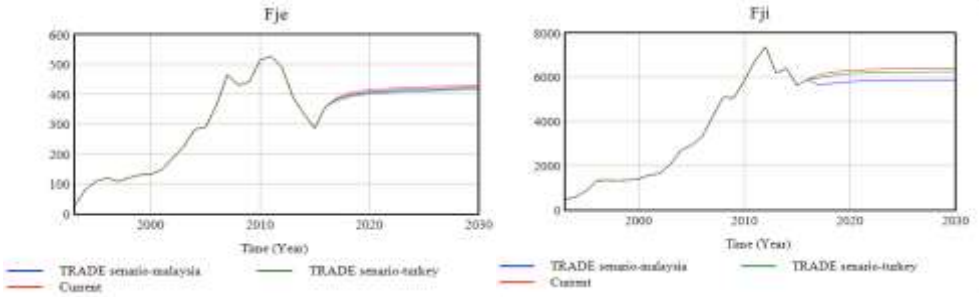


منبع : یافته‌های تحقیق

نمودار ۱۱. نتایج شوک سرمایه گذاری خارجی بر تولید کالا

منبع : یافته‌های تحقیق

نمودار ۱۲. نتایج شوک سرمایه گذاری خارجی بر تولید دانش



منبع : یافته‌های تحقیق

نمودار ۱۳. نتایج شوک تجارت بر تولید

منبع : یافته‌های تحقیق

نمودار ۱۴. نتایج شوک تجارت بر تولید

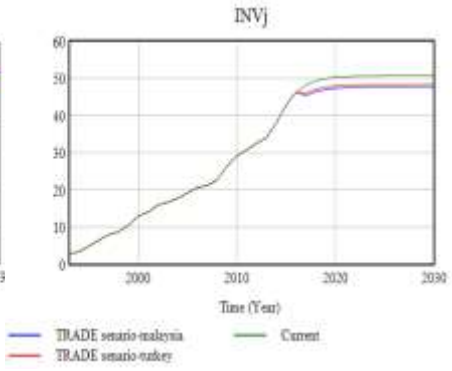
نتایج نشان می‌دهد، اعمال این شوک بر عملکرد رشد اقتصادی از طریق افزایش سرمایه‌گذاری خارجی مطابق نمودار ۱۱ نتوانسته است تولید کالا را افزایش دهد و اعمال سناریو مالزی اثر کاهشی بیشتری نسبت به سناریو ترکیه دارد. هم‌چنین اثر افزایش سرمایه‌گذاری خارجی مطابق نمودار ۱۲ توانسته است تولید دانش را افزایش دهد و اعمال سناریو مالزی اثر افزایشی بیشتری نسبت به سناریو ترکیه دارد. هم‌چنین اثر افزایش تجارت از طریق افزایش داد و ستدهای تجاری مطابق نمودار ۱۳ و ۱۴ نشان می‌دهد که نتوانسته است تولید کالا و تولید دانش را افزایش دهد و اعمال سناریو مالزی اثر کاهشی بیشتری نسبت به سناریو ترکیه دارد.

۷-۲- اثر شوک تجارت بر بخش سرمایه انسانی

سناریو شوک تجارت بر سرمایه انسانی واثر افزایش تجارت بر سرمایه انسانی اثر چشم‌گیری نبوده است، چرا که در الگوی رگرسیونی برآوری، نقش تجارت از طریق ضریب اثر گذاری مقدار بسیار ناچیز $۱۰^{-۵}$ * ۱/۷ بوده و اثر چندانی ندارد.

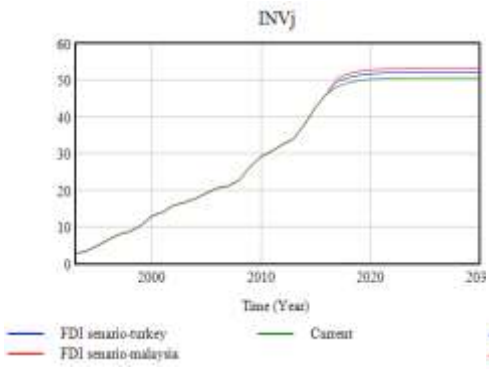
اثر شوک تجارت بر نوآوری

سناریو شوک تجارت بر نوآوری از طریق نمودارهای ۱۵ و ۱۶ شبیه‌سازی شده است. نتایج نشان می‌دهد، اعمال شوک تجارت بر عملکرد نوآوری از طریق افزایش داد و ستدهای تجاری مطابق نمودار ۱۵ نتوانسته است اثر افزایشی داشته باشد و اعمال سناریو مالزی اثر کاهشی بیشتری نسبت به سناریو ترکیه دارد. هم‌چنین اثر افزایش سرمایه‌گذاری خارجی مطابق نمودار ۱۶ توانسته است بر نوآوری اثر افزایشی داشته باشد و اعمال سناریو مالزی اثر افزایشی بیشتری نسبت به سناریو ترکیه را نشان می‌دهد.



منبع : یافته های تحقیق

نمودار ۱۵. نتایج شوک تجارت بر نوآوری



منبع : یافته های تحقیق

نمودار ۱۶. نتایج شوک سرمایه گذاری خارجی بر نوآوری

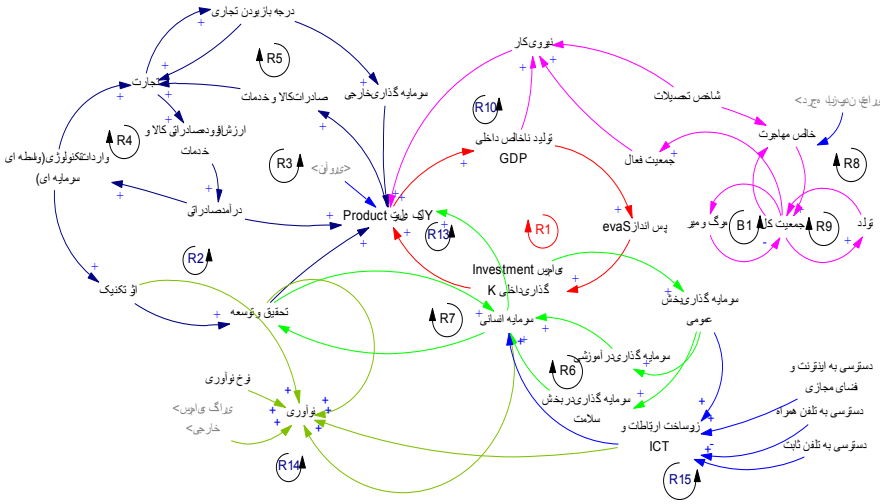
۸- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج نشان می‌دهد که اثر تکنیک منتج شده از تجارت (در مفهوم سرمایه‌گذاری خارجی) روی تابع تولید شاخص نوآوری به‌طور خاص اثر گذار بوده و توانسته است در الگوی شبیه‌سازی شده بر تابع تولید دانش، از طریق تابع تولید نوآوری و تابع تولید سرمایه انسانی اثری مثبت داشته باشد. تحلیل مقایسه‌ای دو کشور منتخب از روش

ایجاد سناریو شوک نشان می‌دهد که پیروی از روند سرمایه‌گذاری خارجی در مالزی برای الگور شبیه‌سازی شده ترکیه و بهتر از ایران بوده است. پیش‌بینی این الگو در افق ۱۰ ساله ۱۴۰۹ حاکی از دهه رکودی را نشان می‌دهد. نتایج با دیدگاه اثر تجارت (در مفهوم داد و ستد) نشان داده است که تجارت نه تنها نتوانسته است اثری مثبت بر تولید کالا و دانش، تولید نوآوری و سرمایه انسانی داشته باشد، بلکه اثری منفی و رو به پایین را در آینده نه چندان دور شبیه‌سازی می‌کند. از منظر محقق، توجیه رو به پایین اثر تجارت، موید این مطلب است که سهم داد و ستدهای مصرفی بر سهم داد و ستدهای تکنیکی برتری داشته و اقتصاد ایران از تجارت، منافع مصرفی بیشتری برای خود در مقایسه با منافع تکنیکی به‌دست می‌آورد. هم‌چنین الگوی شوک تجاری نشان داد که فشار به بخش خارجی جهت افزایش تجارت، تولید بخش داخل را کاهش می‌دهد چرا بیشتر سهم تجارت، کالاهای غیر سرمایه ای، غیر واسطه‌ای تولیدی بوده است. هم‌چنین با فشار به بخش سرمایه‌گذاری خارجی (با وجود موانع زیاد داخلی و خارجی و عدم تمایل سرمایه‌گذاران) نمی‌توان اثر چشم‌گیری بر تولید متصور شد.

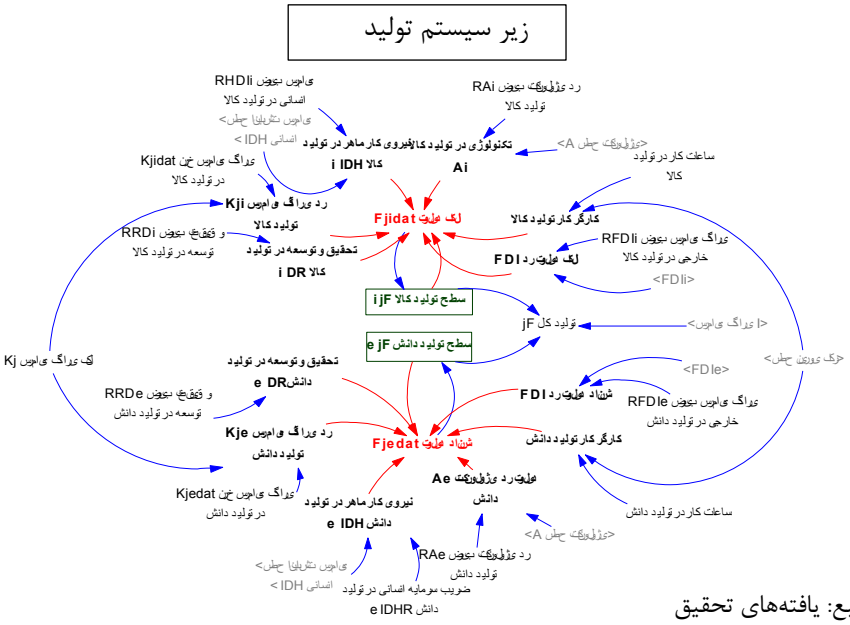
با توجه به نتایج شبیه‌سازی، پیشنهاد می‌شود تا از طریق سرمایه‌گذاری خارجی و در جهت تولید دانش، سهم آن را در تولید کل افزایش داده و از این اثر بر تولید نوآوری بیشتر بهره گرفت. هم‌چنین از طریق شرایط قانون گذاری و تعرفه سهم مصرفی ناشی از تجارت را به مصرفی کالای تولید داخلی انتقال داد. از دیدگاه طراحی چهارچوب مفهومی می‌توان پیشنهادات کرد که اثر متغیر تحقیق و توسعه و متغیر سرمایه‌گذاری خارجی را به‌صورت درون‌زا طراحی کرد. افزون‌بر این به‌منظور بررسی اثر مصرفی تجارت پیشنهاد می‌شود تا از طریق طراحی الگوی هزینه مبادله نقش عوامل بازدارنده مطلوبیت‌های ناشی از تجارت بر تابع تولید کالا مشخص شود، چرا که به نظر می‌رسد عامل هزینه مبادله به‌عنوان عاملی بازدارنده روند تولید تا مصرف را به گونه‌ای تحت الشعاع قرار داده است که از دید تولید کننده کالای تولیدی غیر رقابتی وارد عرصه داده ستد شده و نیز از دید مصرف کننده کالای تولیدی، کالایی بدون صرفه اقتصادی جهت مصرف به شمار می‌آید. به‌منظور بررسی اثر تجارت بر سرمایه انسانی، پیشنهاد می‌شود با گسترش الگوی تابع تولید سرمایه انسانی، نقش جمعیت فعال، جمعیت غیر فعال، جمعیت به تفکیک تحصیلات و مقاطع تحصیلی و نیز نقش زیر سیستم تولید دانش و نقش زیر سیستم نوآوری به تفصیل وارد تابع سرمایه انسانی شود تا نقش تکنیکی تجارت موشکافانه‌تر مورد بررسی قرار گیرد.

پیوست



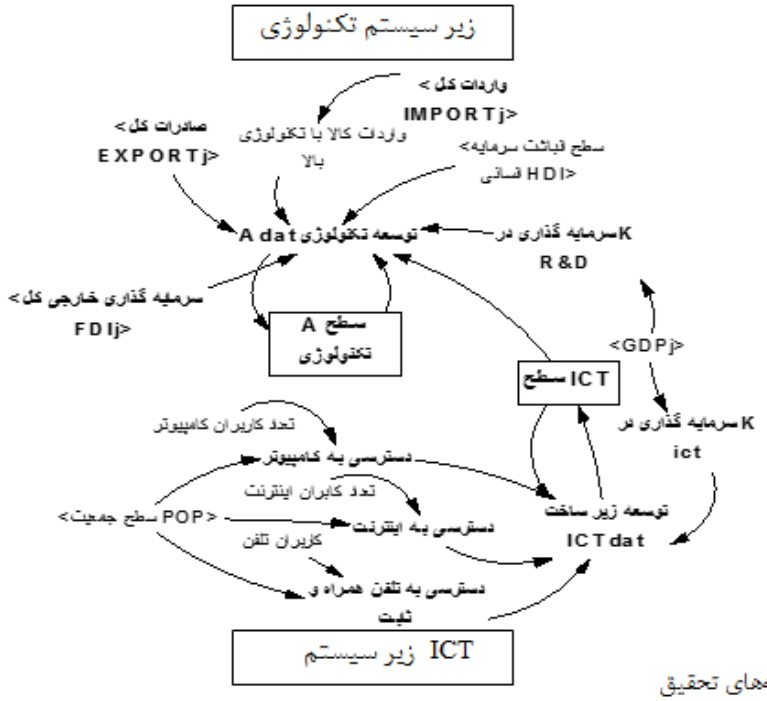
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱. کل چارچوب مفهومی علت و معلولی پژوهش



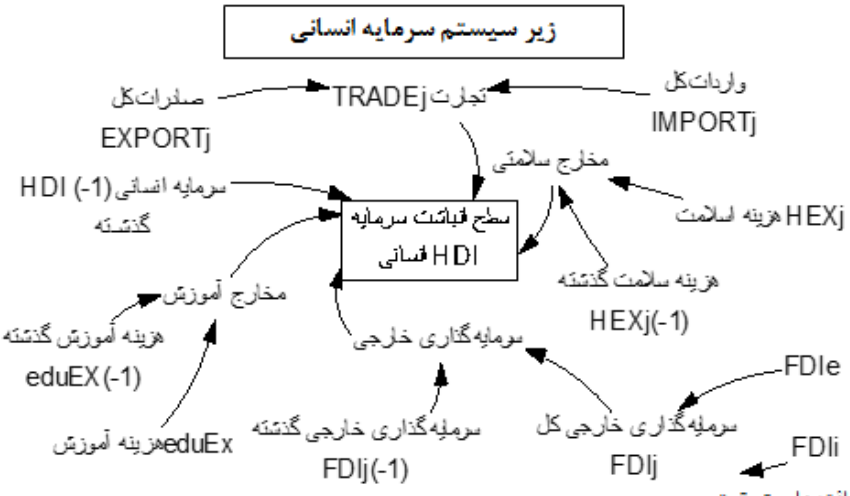
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲. چارچوب مفهومی علت و معلولی زیر سیستم تولید



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳. چارچوب مفهومی علت و معلولی تابع تکنولوژی



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۴. چارچوب مفهومی علت و معلولی سیستم سرمایه انسانی

جداول تخمین مدل‌ها

جدول ۳. نتایج و برآورد تابع تولید کالا و خدمات (معادله ۸)

Dependent Variable: LNFJI
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 05/01/20 Time: 13:49
Sample: 1980 2016
Included observations: 37
Convergence achieved after 31 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.100839	0.829946	6.145988	0.0000
LNKJI	0.308113	0.107656	2.862024	0.0076
LNLUHDI	0.671761	0.296585	2.264983	0.0309
LNFDII	-0.006025	0.033817	-0.178154	0.8598
LNRDI	0.480837	0.047094	10.21014	0.0000
AR(1)	0.700228	0.180240	3.884980	0.0005
SIGMASQ	0.011385	0.003632	3.134992	0.0038

R-squared	0.957245	Mean dependent var	7.919906
Adjusted R-squared	0.948694	S.D. dependent var	0.523156
S.E. of regression	0.118499	Akaike info criterion	-1.240954
Sum squared resid	0.421259	Schwarz criterion	-0.936186
Log likelihood	29.95766	Hannan-Quinn criter.	-1.133509
F-statistic	111.9461	Durbin-Watson stat	1.917704
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.70

جدول ۴. نتایج و برآورد تابع تولید دانش (معادله ۹)

Dependent Variable: LNFJE
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 05/01/20 Time: 13:47
Sample: 1980 2016
Included observations: 37
Convergence achieved after 13 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.487552	1.068497	4.199874	0.0002
LNKJE	0.314729	0.101351	3.105338	0.0041
LNL1UHDI	0.159135	0.252774	0.629556	0.5338
LNFDIE	-0.001176	0.027034	-0.043508	0.9656
LNRDE	0.399095	0.060858	6.557851	0.0000
AR(1)	0.854486	0.161170	5.301779	0.0000
SIGMASQ	0.012581	0.002601	4.837381	0.0000

R-squared	0.949463	Mean dependent var	5.442129
Adjusted R-squared	0.939355	S.D. dependent var	0.505836
S.E. of regression	0.124568	Akaike info criterion	-1.123874
Sum squared resid	0.465514	Schwarz criterion	-0.819105
Log likelihood	27.79166	Hannan-Quinn criter.	-1.016429
F-statistic	93.93703	Durbin-Watson stat	2.059999
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.85

جدول ۵. نتایج و برآورد تابع سرمایه انسانی (معادله ۱۰)

Dependent Variable: HDI1
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 02/18/20 Time: 20:38
Sample: 1994 2016
Included observations: 23
Convergence achieved after 19 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HDI1(-1)	0.458685	0.092463	4.960731	0.0002
C	0.753333	0.133051	5.661977	0.0000
TRADE_POP	1.70E-09	6.22E-10	2.729313	0.0155
EDU_GNI	0.015969	0.007155	2.231798	0.0413
HEX_PPP	0.000273	4.19E-05	6.521007	0.0000
AR(1)	0.672236	0.276008	2.435571	0.0278
AR(2)	-0.895506	0.168063	-5.328391	0.0001
SIGMASQ	0.000101	3.93E-05	2.561502	0.0217

R-squared	0.998391	Mean dependent var	1.911957
Adjusted R-squared	0.997641	S.D. dependent var	0.255661
S.E. of regression	0.012418	Akaike info criterion	-5.524435
Sum squared resid	0.002313	Schwarz criterion	-5.129481
Log likelihood	71.53101	Hannan-Quinn criter.	-5.425105
F-statistic	1329.919	Durbin-Watson stat	2.448503
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.34-.88i	.34+.88i

جدول ۶. نتایج و برآورد تابع تکنولوژی (معادله ۱۱)

Dependent Variable: LNINV
Method: Least Squares
Date: 03/21/20 Time: 14:18
Sample: 1993 2016
Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.959171	0.679694	5.824934	0.0000
LNGDP	-0.170972	0.049830	-3.431105	0.0034
LNHDI1	3.371965	0.567102	5.945961	0.0000
LNINTR	0.058841	0.014492	4.060144	0.0009
LNTLPH	0.145708	0.022469	6.484720	0.0000
LNMOBL	-0.022697	0.006809	-3.333366	0.0042
LNTRADE	-0.152034	0.048756	-3.118259	0.0066
LNFDI	0.009266	0.009348	0.991247	0.3363

R-squared	0.999186	Mean dependent var	2.751776
Adjusted R-squared	0.998829	S.D. dependent var	0.678222
S.E. of regression	0.023204	Akaike info criterion	-4.427754
Sum squared resid	0.008615	Schwarz criterion	-4.035070
Log likelihood	61.13305	Hannan-Quinn criter.	-4.323575
F-statistic	2804.669	Durbin-Watson stat	2.265348
Prob(F-statistic)	0.000000		

منابع

۱. بانک مرکزی ایران، بانک اطلاعات سری زمانی، سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۹۵: http://tsd.cbi.ir

۲. دهقانی شبانی، زهرا، شهنازی، روح اله، (۱۳۹۶). تحلیل تأثیر سرریزهای بین استانی سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران، تحقیقات اقتصادی، ۸۹-۱۱۵.

۳. مرکز آمار ایران، جمعیت ایران، سالنامه آماری و گزارش تفصیلی سالانه جمعیت ایران، سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۹۵.

4. Alfaro, L., Kalemli-Ozcan, S., & Volosovych, V. (2008). Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? An Empirical Investigation, Review of Economics and Statistics, 90, No. 2, 347–368.
5. Altar, M., Necula, C., & Bobeica, G. (2008). Modeling the Economic Growth in Romania. The Role of Human Capital. Romanian Journal of Economic Forecasting, 5(3),115-128.
6. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, Review of Economic Studies, 58, 277–297.
7. Barro, R., & Sala-I-Martin, X. (1995). Economic Growth. Second Edition. McGraw-Hill Inc. New York Press.
8. Branstetter, L., & Sakakibara, M. (1998). Japanese research consortia: a microeconomic analysis of industrial policy. The Journal of Industrial Economics 46, 207– 233.
9. Davies. A., & Quinlivan, G. (2006). A Panel Data Analysis of The Impact of Trade on Human Development, Journal of Socio-Economics, 35, 868-876.
10. Dong-Hyeon Kim, Shu-Chin Lin, Yu-Bo Suen (2016). Trade, growth and growth volatility: New panel evidence , International Review of Economics and Finance 45, 384–399.
11. Gong G., Greiner, A., & Semmler, W. (2002). Estimating the Uzawa-Lucas Model for the U.S. and Germany. Center for Empirical Macroeconomics Working Paper 10.
12. Grossman, G. M., & Helpman, E. (1991). Innovation and growth in the global economy. Cambridge: MIT. Hanushek, E., & Kimko, D. (2000). Schooling, labor-force quality and the growth of nations. American Economic Review, 90, 1194–1204.
13. Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2008). The role of cognitive skills in economic development. Journal of Economic Literature, 46, 603–668.
14. Kim, Kyunam, Kim, Yeonbae (2015). Role of policy in innovation and international trade of renewable energy technology: Empirical study of

solar PV and wind power technology, Renewable and Sustainable Energy Reviews 44,717–727.
15. Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. Journal of Monetary Economics, 22, 3–42.
16. Pradhan, R. K., Jena, L. K., & Singh, S. (2017). Examining the Role of Emotional Intelligence between Organizational Learning and Adaptive Performance in Indian Manufacturing Industries. Journal of Workplace Learning, 29,13-23.
17. Rao Muhammad Atif, Abida Jadoon, Khalid Zaman1, Aisha Ismail, Rabia Seemab (2010). Trade Liberalisation, Financial Development and Economic Growth: Evidence from Pakistan (1980-2009), journal of International Academic Research ,10, 23-32.
18. Romer, P.M. (1989). Human capital and growth: Theory and evidence. Working Paper. 3173, NBER, Cambridge.
19. Rubini, Loris, (2014). Innovation and the trade elasticity, Journal of Monetary Economics, 66, 32–46
20. Schneider, H. (2005). International trade, economic growth and intellectual property rights: A panel data study of developed and developing countries, Journal of Development Economics, 78, 2, 529-547
21. Solow, R. (2000). Growth theory—An exposition. New York: Oxford University Press.
22. Teixeira, A. A. C., & Fortuna, N. (2004). Human capital, innovation capability and economic growth in Portugal, 1960–2001. Portuguese Economic Journal, Springer-Verlag , 25(3): 35–50.
23. Teixeira, A. A. C., & Fortuna, N. (2010). Human Capital, R & D, Trade, and Long-Run Productivity Testing the Technological Absorption Hypothesis for the Portuguese Economy, 1960 – 2001. Research Policy, 39(3): 335–350.
24. Trade and human development (2006). Asia-Pacific human development report
25. Uzawa, H. (1965). Optimal technical change in an aggregative model of economic growth. International Economic Review, 6, 18–31.
26. Vianna, Andre C. (2016). The impact of exports to China on Latin American growth, Journal of Asian Economics 47, 58–66.
27. Zahonogo, Pam (2016). Trade and economic growth in developing countries: Evidence from sub-Saharan Africa, Journal of African, 3, 41-56)
28. Zhang, W. B. (2007). Economic growth with learning by producing, learning by education, and learning by consuming. Interdisciplinary Description of Complex Systems, 5, 21–38.
29. Zhang, Wei-Bin (2015). National Education and Global Economic Growth: A Synthesis of the Uzawa–Lucas Two-Sector and the Oniki–Uzawa Trade Models, J Knowl Econ, 6:905–928.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۹/ ص ۶۵۶-۶۳۵

آزمون مجدد رابطه تغییرات تولید، نرخ بیکاری و رشد اشتغال در اقتصاد ایران

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.3.6.1

مصطفی دین محمدی*[۱]، لیلا محمدی[۲]

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه زنجان، dinm@znu.ac.ir

۲. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد، leyla.mohamadi@znu.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۱/۱۱

چکیده

نتایج تحلیل رابطه تغییرات نرخ بیکاری و رشد اقتصادی (آزمون اوکان) در اقتصاد ایران در این مطالعه، نشان دهنده رابطه بسیار ضعیف و قابل چشم پوشی بین آنهاست. از سوی دیگر در دو دهه اخیر، ارتباط معنی دار بین رشد اقتصادی و رشد اشتغال از بین رفته و مقدار آن نیز به شدت تضعیف شده است که می‌تواند نشان دهنده پدیده رشد کم اشتغال و در دوره‌هایی نیز رشد بدون اشتغال باشد.

در این مقاله نرخ بیکاری مؤثر تعریف و برآورد شده است که بازتابی از جمعیت فعال از دست رفته‌ی ملاحظه نشده در محاسبات نرخ بیکاری رسمی است. تحلیل رابطه بین تغییرات نرخ بیکاری مؤثر و رشد تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد عامل اصلی تغییرات در نرخ بیکاری در ایران، تغییر کاهشی نرخ مشارکت است نه تغییر افزایشی رشد اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL : C22 , j60 ,O10

واژه‌های کلیدی: اشتغال، اقتصاد ایران، رشد بدون اشتغال، قاعده اوکان، نرخ بیکاری

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۲۶۴۲۰۲۵۲

۱- مقدمه

رابطه‌ی معکوس بین نرخ بیکاری و رشد اقتصادی که به‌عنوان قاعده اوکان[1] معروف است در مطالعات زیادی به‌صورت مستمر بررسی شده است. هرچند ضریب اوکان ماهیتی متغیر در طول زمان و از کشوری به کشور دیگر داشته است ولی تقریباً همه مطالعات پیشین در رابطه منفی و معنی‌داری رشد اقتصادی با نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت هم‌نظر هستند (آدانو[2]، ۲۰۰۵).

از اواخر دهه ۱۹۹۰ پدیده‌ای با عنوان رشد بدون اشتغال در برخی از کشورهای مشاهده شد. این پدیده به نوعی در تضاد با قاعده اوکان قرار دارد چرا که قاعده اوکان رابطه‌ی منفی بین نرخ بیکاری و نرخ رشد اقتصادی در کوتاه مدت را بیان می‌کند و یک قاعده تجربی است که رشد محصول حقیقی را به تغییرات نرخ بیکاری منتسب می‌کند. در حالی که رشد بدون اشتغال به تغییر هم جهت یا غیرمرتبط این دو شاخص مهم اقتصادی و عدم تبعیت از قاعده اوکان اشاره دارد.

یکی از اولین نمونه‌های استفاده از این عبارت و برخی نشانه‌ها از معنی آن، در گزارش توسعه انسانی سال ۱۹۹۳ برنامه توسعه سازمان ملل متحد به چشم می‌خورد که بیان می‌دارد: «بسیاری از بخش‌های جهان شاهد پدیده جدیدی هستند: رشد بدون اشتغال. حتی زمانی که تولید افزایش پیدا می‌کند، افزایش اشتغال ممکن است بسیار عقب‌تر باشد» (برنامه توسعه سازمان ملل متحد، ۱۹۹۳). البته این نوع از توصیف، این مشکل را دارد که هیچ‌گونه شاخص کمی برای آن وجود ندارد که نشان دهد اشتغال چه میزان باید از رشد تولید عقب بماند تا این رشد را بدون اشتغال نامید. این پدیده در برخی از کشورها مثل امریکا (خمراج و همکاران[3]، ۲۰۰۶)، لهستان (ولنیکی[4]، ۲۰۰۶)، مقدونیه (سادیکو[5]، ۲۰۱۵)، هند (اگروال[6]، ۲۰۱۷) و پاکستان (احمد و همکاران[7]، ۲۰۱۱) رخ داده است.

در دو دهه اخیر، رشد اشتغال در اقتصاد ایران کاهش یافته و به نظر می‌رسد در برخی فعالیت‌های اقتصادی، پدیده «رشد بدون اشتغال[8]» رخ داده است. در جدول (۱) مشاهده می‌شود از اوایل دهه ۱۳۸۰ با وجود رشد نوسانی ولی مثبت تولید ملی،

1. Okun Rule
2. Adanu
3. Khemraj et. al.
4. Wolnicki
5. Sadiku et. al.
6. Aggarwal
7. Ahmed et. al.
8. Jjobless growth

رشد اشتغال به‌صورت متناظر و متوازن افزایش نیافته است. نگاهی به جدول نشان می‌دهد در دو دهه اخیر هماهنگی و هم نسبتی رشد اقتصادی و رشد اشتغال در اقتصاد ایران متغیر و نوسانی شده است.

جدول ۱. مقایسه متوسط رشد اشتغال و رشد اقتصادی ایران (واحد: درصد)

سال	متوسط رشد اقتصادی	متوسط رشد اشتغال
۱۳۸۰ الی ۱۳۸۳	۵/۲	۲/۷
۱۳۸۴ الی ۱۳۸۷	۳/۶	-/۱۴
۱۳۸۸ الی ۱۳۹۱	۰/۹	-/۴۴
۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶	۳/۴	۱/۸۳

منبع: بانک مرکزی و مرکز آمار

در تحقیق حاضر روابط رشد اشتغال و نرخ بیکاری و رشد تولید در اقتصاد ایران از چندین روش نظری و اقتصادسنجی با توسعه مدل‌های مرسوم در بازه زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۶ و زیربازه‌های زمانی آن برای بررسی پدیده رشد بدون اشتغال در ایران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

این مقاله در سه بخش اصلی تنظیم شده است. در بخش اول مرور و جمع بندی از مطالعات زمینه‌ای ارائه می‌شود. در بخش دوم مدل نظری و اقتصادسنجی ارائه می‌شود و مدل‌های ذکر شده برآورد می‌شوند. در بخش پایانی تحلیل یافته‌ها و نتایج تحقیق انجام می‌شود.

۲- مروری بر مطالعات پیشین

در این قسمت ابتدا به مطالعات انجام گرفته در زمینه قاعده اوکان (رابطه بین نرخ بیکاری و رشد اقتصادی) پرداخته می‌شود و سپس از آنجا که در این مطالعه رویکرد جدیدی برای تحلیل رابطه فوق مدنظر است به بررسی و مرور منتخبی از تحقیقات انجام شده در زمینه رشد اقتصادی و رشد اشتغال (رشد بدون اشتغال) نیز پرداخته می‌شود.

سادیکو و همکاران[1] (۲۰۱۵)، برای تجزیه و تحلیل ضریب اوکان از چهار مدل: مدل تفاضل، مدل پویا، اصلاح خطا (ECM) و روش برآورد VAR با در نظر گرفتن رابطه

1. Sadiku et. al.

کوتاه‌مدت و بلندمدت بر روی داده‌های ماهانه دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۰ استفاده شده است. نتایج مدل‌ها، شواهد قوی از رابطه معکوس بین نرخ بیکاری و رشد اقتصادی در کشور مقدونیه را نشان نمی‌دهد.

ایرفان و همکاران[1] (۲۰۱۰)، اعتبار قاعده اوکان را در برخی از کشورهای آسیایی با استفاده از داده‌های سالانه ۲۰۰۶-۱۹۸۰ بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که قاعده اوکان در بعضی از کشورهای در حال توسعه آسیا معنی‌دار نیست.

خمراج و همکاران[2] (۲۰۰۶)، این فرضیه را که اگر ضریب اوکان تضعیف شود، رشد بدون اشتغال رخ می‌دهد را در اقتصاد امریکا ازمون نمودند. نتایج نشان دهنده کاهش ضریب اوکان برای ایالات متحده آمریکا از اوایل ۱۹۹۰ است که هم‌زمان با رشد بدون اشتغال از سال ۱۹۹۱ همراه است.

نیلی[3] (۲۰۱۰)، نشان دادند کشورهای صنعتی که با بازار کار کمتر تنظیم شده دارای ضرایب اوکان کوچک‌تر هستند. این امر به این دلیل است که بیکاری نسبت به تغییرات در تولید حساس‌تر است زیرا اخراج کارگران راحت‌تر است. وی نتیجه می‌گیرد: "ضریب اوکان می‌تواند با گذشت زمان تغییر کند زیرا رابطه بیکاری با رشد تولید به قوانین، فن‌آوری، ترجیحات، آداب و رسوم اجتماعی و جمعیتی بستگی دارد."

در مطالعات حوزه رشد اقتصادی و رشد اشتغال، آجاکای و نابنا[4] (۲۰۱۶)، نشان می‌دهند که کشش اشتغال نسبت به رشد اقتصادی در کشور نیجریه مثبت ولی پایین بوده است. هم‌چنین نتایج مؤید آن است که رشد همراه با بیکاری در دهه گذشته، به‌دلیل تخصیص مجدد عوامل به جای افزایش بهره‌وری بوده است. این تخصیص مجدد به‌طور عمده سبب کاهش تولید از بخش صنعت و کشاورزی به سمت بخش خدمات شده است.

ضرغامیان پور و بارانی لقب (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای به برآورد ضریب اوکان طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۸ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که ارتباط منفی بین تولید و بیکاری وجود دارد.

امینی و فرهادی کیا (۱۳۹۵)، در بررسی رابطه تولید با اشتغال در بخش‌های اقتصادی ایران عـــوامل مؤثر بر اشـــتغال (با تأکید بـــر تولید) به تفکیک بخشـــی در دوره

1. Irfan et al.
2. Khemraj et al
3. Neely
4. Ajakaiye and Nabena

۱۳۹۰-۱۳۵۳ نتیجه می‌گیرد در همه بخش‌های نُه گانه اقتصاد، تولید تأثیر مثبت و سرمایه سرانه به‌عنوان شاخصی از هزینه نسبی استفاده از نیروی کار تأثیر منفی بر اشتغال داشته است.

در سایر مطالعات، دل‌انگیزان و مرادی (۱۳۹۶) با نتیجه افزایش رشد اقتصادی با افزایش رشد اشتغال (اثر مثبت)، کمیجانی (۱۳۷۹) با نتیجه ارتباط مثبت و دوسویه رشد اقتصادی و رشد اشتغال، اخباری و آماده (۱۳۹۴) رضوانی‌نیا (۱۳۸۶) با نتایج تأیید قاعده اوکان در ایران، مقصودپور و ذوالفقاری (۱۳۹۵) با نتیجه عدم تأیید قاعده اوکان غالبا بر ارتباط متغیرهای اشتغال و رشد در ایران تأکید داشته‌اند.

همان‌طورکه مشاهده می‌شود در بیشتر مطالعات مربوط به رابطه بین رشد اقتصادی و رشد اشتغال، رابطه مثبت به‌دست آمده و در موارد محدودی عدم اثرگذاری و رشد بدون اشتغال مشاهده می‌شود. در مطالعات فوق قاعده اوکان نیز در بیشتر موارد تأیید شده است.

با توجه به مطالعات زمینه‌ای ذکر شده، این مطالعه وابستگی اشتغال به تولید با توسعه مدل‌های ارزیابی روابط رشد تولید با نرخ بیکاری و روابط رشد تولید با رشد اشتغال و با تعریف شاخصی جدید از نرخ بیکاری را مورد ارزیابی قرار می‌دهد و فرضیه رشد بدون اشتغال را آزمون می‌کند.

۳- روش پژوهش و الگوی نظری

این تحقیق از لحاظ هدف، از نوع کاربردی، روش آن توصیفی - علی و شیوه پژوهش کمّی می‌باشد. متغیرهای مورد استفاده در پژوهش داده‌های سری زمانی سالانه برای دوره زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۶ شامل نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳)، نرخ رشد اشتغال، نرخ بیکاری و نرخ مشارکت می‌باشد. داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش از مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است.

۳-۱- تصریح الگوهای نظری تحقیق

در ادبیات نظری، تحلیل رابطه بین رشد اقتصادی و نرخ بیکاری که به قاعده اوکان نیز معروف است با استفاده از مدل تفاضل یا مدل رشد انجام می‌گیرد که برخلاف مدل شکاف، این روش نتایج دقیق‌تری را ارائه می‌دهد و برای تجزیه و تحلیل تجربی با

استفاده از داده‌های واقعی مناسب‌تر است. در مدل شکاف ابتدا باید GDP بالقوه و نرخ طبیعی بیکاری را برای محاسبه تغییرات تخمین بزنند، که این منجر به تحریف نتایج می‌شود. علاوه بر مدل تفاضل، از مدل پویا نیز استفاده شده که رابطه بین شاخص‌های فوق را نشان می‌دهد و با استفاده از روش VAR رابطه و علیت و همبستگی بلندمدت بین این دو متغیر مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل اولیه این پژوهش برگرفته از مدل‌های معرفی شده توسط سادیکو و همکاران (۲۰۱۵) می‌باشد. در این مقاله مدل‌های مقاله فوق با چند تفاوت و نوآوری توسعه می‌یابد:

- تعریف و برآورد نرخ بیکاری مؤثر و جایگزینی آن با نرخ بیکاری رسمی در مدل‌ها
- استفاده از رگرسیون غلتان در بررسی رابطه کوتاه‌مدت نرخ بیکاری و رشد اقتصادی

در جدول زیر مدل‌های ۱ تا ۴، ارزیابی قاعده اوکان با نرخ بیکاری رسمی ارزیابی می‌شود، در مدل‌های شماره ۵ و ۶، ارزیابی قاعده اوکان با نرخ بیکاری مؤثر (تعریف و برآورد شده در این مقاله) مجدداً آزمون می‌شود. در مدل ۷ نیز رابطه رشد اشتغال با رشد اقتصادی در قالب مدل رگرسیون غلتان برآورد دوره‌ای می‌شود.

جدول ۲. مدل‌های ارزیابی روابط رشد تولید با نرخ بیکاری و رشد اشتغال

دسته بندی	اسامی مدل ها	فرم جبری مدل‌ها
مدل‌های رابطه بین نرخ بیکاری و رشد اقتصادی (فرم رسمی قاعده اوکان)	مدل تفاضل (۱)	$\Delta U_t = \beta_0+\beta_1.GDPg_t+\beta_2.\Delta P_t+\varepsilon_t$
	مدل پویا (۲)	$\Delta U_t = \beta_0+\beta_1.GDPg_t+\beta_2.GDPg_{t-1}+\beta_3.\Delta U_{t-1}\beta_4.\Delta P_t+\varepsilon_t$
	مدل VAR (۳)	$Ur_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i\, Ur_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i\, GDPg_{t-i} + \varepsilon_{1t}$ $GDPg_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i\, Ur_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \delta_i\, GDPg_{t-i} + \varepsilon_{2t}$
	مدل رگرسیون غلتان (۴)	$\Delta U_t = \beta_0+\beta_1.GDPg_t+\varepsilon_t$
رابطه بین نرخ بیکاری مؤثر و رشد اقتصادی	مدل تفاضل (۵)	$\Delta MU_t = \beta_0+\beta_1.GDPg_t+\Delta p_t+\varepsilon_t$
	مدل پویا (۶)	$\Delta Mu_t = \beta_0+\beta_1.GDPg_t+\beta_2.GDPg_{t-1}+\beta_3.\Delta MU_{t-1}+\Delta p_t+\varepsilon_t$
رابطه بین رشد اشتغال و رشد اقتصادی	مدل رگرسیون غلتان (۷)	$Lg_t = \beta_0+\beta_1.GDPg_t+\varepsilon_t$

β_1 ضریب اوکان در معادلات ۱ تا ۶ است که با هم مقایسه می‌شود. در مدل‌های فوق، نمادها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

ΔU_t: نشان‌دهنده تغییرات نرخ بیکاری در دوره جاری و قبلی است، β_1: تغییر در نرخ بیکاری برای تغییر یک درصد در رشد تولید، ΔMU_t: نشان‌دهنده تغییرات نرخ بیکاری مؤثر در دوره جاری و قبلی است، Δp : نشان‌دهنده تغییرات نرخ مشارکت است، Ur_t: نرخ بیکاری، $GDPg_t$: نرخ رشد GDP واقعی، $GDPg_{t-i}$ و Ur_{t-i} : متغیرهای با وقفه، Lg_t : رشد اشتغال.

۴- برآورد مدل‌ها

۴-۱- بررسی رابطه بین نرخ بیکاری و رشد تولید ناخالص داخلی (فرم رسمی قاعده اوکان)

۴-۱-۱- آزمون‌های ریشه واحد

نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان می‌دهد که همه متغیرهای استفاده شده در مدل‌ها (رشد تولید ناخالص داخلی، رشد اشتغال، نرخ بیکاری و تغییرات نرخ مشارکت) در سطح پایا هستند. نرخ مشارکت نامانا و با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا می‌شود.

۴-۱-۲- برآورد مدل شماره ۱و۲

در این بخش به بررسی الگوهای تفاضلی و پویا و تحلیل نتایج آن‌ها بر اساس نرخ بیکاری رسمی پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل ۱و ۲ در جدول ۴ آورده شده است.

از نتایج مدل تفاضل، می‌توان نتیجه گرفت ضریب اوکان یا ضریب رشد اقتصادی در مدل منفی است یعنی بین رشد تولید و تغییرات نرخ بیکاری[1] رابطه منفی وجود

---

۱. توجه شود که در تعاریف شاغل و بیکار از ۱۳۸۴، معیار شاغل به حداقل ۱ ساعت کار در روز در هفته مرجع کاهش داده شده است در حالی که تا قبل از آن ۸ ساعت در روز بوده است. اما این تغییر تأثیری معنی‌داری در نرخ‌های بیکاری اعلامی ایجاد نکرده است. به دلیل اینکه افرادی که مشاغل موقت یک روره با کمتر از ۸ ساعت کار در هفته مرجع داشتند کمتر از ۱ درصد شاغلان هستند و از این دسته، افرادی که بیشتر از یک ساعت و کمتر از ۸ ساعت کار کرده‌اند و قبلاً بیکاری محسوب می‌شدند و با تغییر ایجاد شده، شاغل محسوب شدند کمتر از ۴. درصد است. با این تغییر در فرمول بیکاری، جمعیت فعال هیچ تغییری نکرده است و صرفاً در صورت کسر نرخ بیکاری سال ۱۳۸۴ کاهش ۳. واحد درصدی را تجربه نموده است. با توجه به محاسبات مرکز آمار، حداکثر اثر تأثیرگذاری این تغییر تعریف، کاهش حدود ۲. تا ۴. واحد درصدی در همه نرخ بیکاری اعلامی پس از آن بوده است که از منظر آماری هم می‌تواند قابل چشم پوشی باشد. البته این تغییر ماهیت روندی و عرض از مبدایی در تأثیرگذاری بر مدل‌های رگرسیونی داشته که ملاحظه آن نیز تغییری در نتایج ایجاد نکرد.

دارد. ولی حتی اگر با پذیرش خطای معنی داری بیشتر رابطه منفی را مطابق انتظار تئوری منفی بدانیم ولی مقدار آن بسیار ضعیف است و قدرت توضیح مدل نیز بسیار پایین است. ملاحظه اثر متغیر تغییرات نرخ مشارکت بر تغییرات نرخ بیکاری نیز تأثیر معنی‌داری بر توضیح مدل اضافه نمی‌کند.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل تفاضل و پویا (مدل‌های شماره ۱و ۲)

مدل تفاضل و پویا (با متغیر وابسته نرخ بیکاری رسمی)			
متغیرها		**مدل تفاضل**	**مدل پویا**
رشد تولید ناخالص داخلی	$GDPg_t$	-۰/۰۳۲	-۰/۰۴۹۴
		(۰/۰۸۳)	(۰/۰۲۷۲)
رشد تولید ناخالص داخلی با یک سال وقفه	$GDPg_{t-1}$		۰/۰۳۱۵
			(۰/۱۵۶۸)
تغییرات نرخ بیکاری با یک سال وقفه	ΔU_{t-1}		۰/۰۹۶۱
			(۰/۴۹۸۸)
تغییرات نرخ مشارکت	Δp	۰/۳۵	۰/۳۸
		(۰/۱۳)	(۰/۱۰)
عرض از مبدأ	Constant	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲
		(۰/۰۵۵)	(۰/۲۷۴۹)
R-squared		۰/۰۸۹	۰/۱۳

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج مدل پویا نیز تقریباً نتایج مدل تفاضل را تأیید می‌کند با این تفاوت که تنها ضریب متغیر رشد تولید ناخالص داخلی یا ضریب اوکان مقدارش بالاتر و در سطح بالاتری معنی‌دار شده است. ضریب اوکان برآورد شده نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش در رشد تولید ناخالص داخلی، شاهد ۰/۰۴۹ صدم واحد کاهش در نرخ بیکاری خواهیم بود. پس می‌توان نتیجه گرفت که رشد اقتصادی تأثیر ناچیزی بر نرخ بیکاری گذاشته و قدرت توضیح‌دهندگی مدل خیلی کم هست، مدل پویا نتایج مدل تفاضل را تأیید می‌کند. اثر متغیر تغییرات نرخ مشارکت بر تغییرات نرخ بیکاری نیز تأثیر معنی‌داری در سطح ۵ درصد بر توضیح مدل اضافه نمی‌کند. با این وجود در

سطوح پذیرش خطای بالاتر تغییرات نرخ مشارکت هم جهت ولی بسیار ضعیف با تغییرات نرخ بیکاری است.

۴-۱-۳- برآورد مدل شماره ۳

در این بخش به بررسی آزمون VAR و تحلیل نتایج آن پرداخته می‌شود. با استفاده از مدل VAR رابطه و علیت بین این دو متغیر مورد بررسی قرار می‌گیرد.

الف) آزمون علیت گرنجر

به‌منظور آزمون کلیت روابط بین دو متغیر رشد اقتصادی و نرخ بیکاری در مدل var، آزمون علیت متغیرها انجام می‌شود.

جدول ۵. آزمون علیت گرنجر

فرضیه صفر	آماره F	احتمال معنی داری	وقفه بهینه	نتیجه آزمون
Ur عامل علی گرنجر GDPg نیست	۲/۷۱	۰/۰۷۵	۱	رد نمی‌شود
GDPg عامل علی گرنجر Ur نیست	۰/۴۲	۰/۶۵۷	۱	رد نمی‌شود

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول فوق آزمون علیت گرنجر برای متغیرهای نرخ بیکاری و رشد تولید ناخالص داخلی انجام شده است که نتایج این آزمون نیز حاکی از آن است که در سطح معنی‌داری ۵ درصد در بلندمدت هیچ رابطه مستقیم علی گرنجری بین متغیر نرخ بیکاری و رشد تولید ناخالص داخلی در ایران وجود ندارد. اما در سطح حدود ۸ درصد معنی‌داری نرخ بیکاری عاملیت گرنجری برای رشد اقتصادی پیدا می‌کند.

ب) نتایج آزمون VAR

برای برآورد رابطه متغیرهای مورد بررسی در چارچوب الگوی (VAR)، ابتدا وقفه بهینه متغیرهای الگو بررسی می‌شود. یکی از عوارض انتخاب نامناسب وقفه‌ی الگو، ایجاد خودهمبستگی در جملات پسماند است و این انتخاب بر نرمال بودن توزیع جملات پسماند الگو نیز تأثیرگذار است. تعیین وقفه بهینه مدل بر اساس معیارهای شوارتز بیزین بررسی شد. با توجه به آماره‌های ارائه شده، تعداد وقفه بهینه برابر با یک وقفه انتخاب گردید.

$$GDPg = ۰/۴۳۹۱۱۱\ GDPg(-۱) - ۰/۰۴۹۷۳۹\ Ur(-۱) + ۰/۰۲۹۹۵۴ \quad (۹)$$

t: [۳/۴۱۱۲۷] [-۰/۰۹۷۶۸] [۰/۵۰۶۲۶]

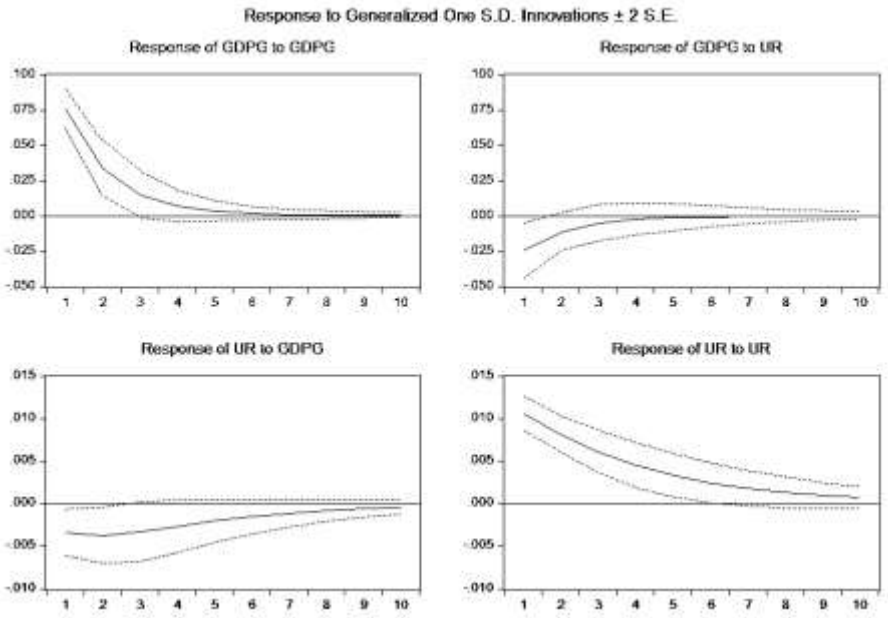
$$Ur = -۰/۰۱۷۳۳۹\ GDPg(-۱) + ۰/۷۲۳۴۴۳Ur(-۱) + ۰/۰۳۲۶۴۶ \quad (۱۰)$$

t: [-۰/۹۶۳۱۸] [۱۰/۱۵۸۷] [۳/۹۴۵۴۷]

به‌دلیل درون‌زایی متغیرهای مدل تفسیر خاصی از نتایج مدل فوق قابل ارائه نیست و با توجه به مبانی مدل‌های VAR تحلیل وابستگی از طریق توابع واکنش انجام می‌شود. تحلیل توابع واکنش نشان می‌دهد که اگر یک شوک ناگهانی به‌اندازهٔ یک انحراف معیار در هر متغیر ایجاد شود، تأثیر آن بر سایر متغیرها در دوره‌های بعد چه مقدار است. تجزیه چولسکی به‌عنوان روش شناسایی تکانه‌های ساختاری در مدل‌های خودتوضیح برداری به‌ترتیب قرار گرفتن متغیرهای دستگاه حساس می‌باشد. از آنجاکه ترتیب قرار گرفتن متغیرها بر اساس دیدگاه‌های مختلف اقتصادی معمولاً متفاوت است. با توجه به انتقاد مذکور و هم‌چنین نتایج آزمون علیت گرنجر، در مقاله حاضر از توابع واکنش عمومی پسران و شین (۱۹۹۸) نیز برای شناسایی تکانه‌های ساختاری و تصریح توابع واکنش آنی استفاده می‌شود. اثر یک انحراف معیار شوک از متغیر وارد کننده و متغیر واکنشی در شکل زیر نشان داده شده است. در این مطالعه نتایج تجزیه چولسکی و تجزیه پسران و شین، صرفا در تحلیل شوک نرخ بیکاری به تغییرات رشد تولید متفاوت است ولی در سایر شوک‌ها تفاوت ملموس نیست. البته اثر شوک‌های خودی بین تغییرات رشد تولید و نرخ بیکاری هدف تحلیل نیست.

شوک ناشی از تغییر یک واحد انحراف معیار در نرخ بیکاری به تغییرات رشد تولید ناخالص داخلی در دور اول معنی‌دار و مقدار آن ۰/۰۲۵ – است که مقدار بسیار کوچکی است. در تحلیل شوک چولسکی این شوک معنی‌دار نبود.

اما مهم‌ترین قسمت تحلیل شوک حاصل از تغییر یک واحد انحراف معیار در تغییر رشد تولید ناخالص داخلی بر تغییر نرخ بیکاری می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد مقدار آن مطابق تئوری، منفی است ولی مقدار مطلق آن تغییر کاهشی بسیار ناچیز ۰/۰۰۵ واحد درصدی در نرخ بیکاری در دوره اول و دوم است که با روند میرا در دوره‌های بعد به صفر نزدیک می‌شود. در نتیجه حتی با فرض معنی‌داری شوک، رشد تولید ناخالص داخلی نتوانسته واکنشی قابل توجه و ملموسی نسبت به تغییر در نرخ بیکاری ایجاد کند.



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۱. توابع واکنش آنی

با توجه به نتایج سه مدل تفاضل، پویا و VAR رابطه اثرگذار و قابل توجهی بین نرخ بیکاری رسمی و رشد اقتصادی برقرار نیست و می‌توان وابستگی تغییرات نرخ بیکاری به رشد اقتصادی در ایران را بسیار ضعیف دانست.

۴-۱-۴- برآورد مدل شماره ۴

در این بخش مدل تفاضل اوکان با استفاده از مدل رگرسیون غلتان مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل رگرسیون غلتان تغییرات پارامترهای مدل را در طی زمان مقایسه می‌کند. رگرسیون غلتان روش مناسبی برای این نوع بررسی است زیرا در مدل تفاضل، پارامترها در طول زمان، ثابت در نظر گرفته می‌شوند. در حالی‌که در دنیای واقعی این پارامترها ثابت نیستند و تحولات اقتصادی، سیاسی و به‌طورکلی تغییرات ساختاری بر روی پارامترها تأثیرگذارند. مدل رگرسیون غلتان یکی از رهیافت‌هایی است که می‌توان وزن تغییرات تدریجی اثرگذاری یک متغیر را در طی زمان استخراج کرد (شیرین بخش، ۱۳۸۹).

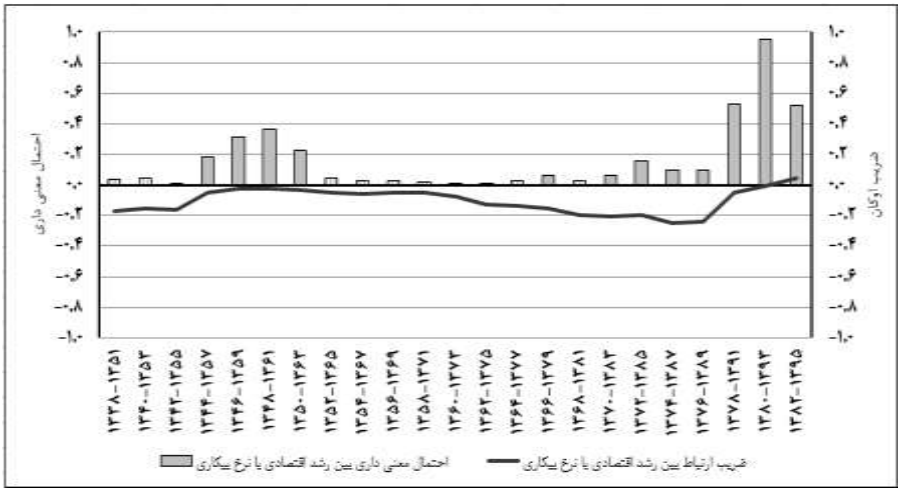
مدل تفاضل قاعده اوکان با استفاده از ۲۳ رگرسیون غلتان با طول پنجره ۱۴ ساله و دوره انتقال به جلو دو ساله در هر دوره تخمین زده شد. طول دوره‌ها با دوره‌های انتخاب شده توسط موسا[1] (۱۹۹۷) و زانین و مارا[2] (۲۰۱۲) مطابقت دارد. در ۲۳ دوره تخمین زده شده پارمترهای ضریب اوکان و سطح معنی‌داری آن‌ها استخراج شد. در نمودار دو طرفه زیر نمایش خلاصه تجمیع شده نتایج تخمین‌ها ارائه شده است.

با توجه به نمودار (۱)، ضریب اوکان در ایران دارای علامت صحیح (منفی) است. در سطح معنی‌داری ۵ درصد، ضریب اوکان فقط در دوره‌های ۱۳۵۱-۱۳۳۸ تا ۱۳۵۵-۱۳۴۲ و ۱۳۶۵-۱۳۵۲ تا ۱۳۸۱-۱۳۶۸ معنی‌دار است و در دیگر دوره‌ها برقرار نیست و این نشان می‌دهد رابطه نرخ بیکاری رسمی و رشد اقتصادی در طول زمان تغییر زیادی در ایران داشته است.

هم‌چنین نمودار نشان می‌دهد که از سال ۱۳۸۳ به بعد ارتباط بین رشد اقتصادی و نرخ بیکاری از بین رفته است و نرخ بیکاری به عواملی غیر از تولید ناخالص داخلی وابسته است. میانگین ضریب اوکان در دوره‌های ۱۳۵۱ تا ۱۳۵۵ برابر ۰/۱۶ می‌باشد و این میانگین برای دوره‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۸۱ برابر ۰/۱ است. در دوره‌های برقراری قاعده اوکان در ایران به ازای یک درصد رشد در تولید ناخالص داخلی شاهد ۰/۱ کاهش در نرخ بیکاری بوده‌ایم.

با توجه به نمودار ۱، اتفاق متمایزی که در ۱۵ سال اخیر رخ داده است که علاوه بر از دست رفتن ارتباط معنی‌دار رشد اقتصادی با نرخ بیکاری، مقدار رابطه حتی مثبت نیز شده است. یعنی رشد اقتصادی با رشد بیکاری بیشتر نیز همراه بوده است. این موضوع مؤید شکل‌گیری پدیده رشد بدون اشتغال در سال‌های اخیر نیز می‌باشد.

1. Moosa
2. Zanin & Marra



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱. سطح احتمال معنی‌داری و ضریب اوکان در برآورد رگرسیون غلتان

۴-۲- *ارائه الگویی برای تعریف نرخ بیکاری مؤثر و برآورد آن*

با توجه به تعریف، نرخ بیکاری رسمی به شدت وابسته به تغییرات نرخ مشارکت است. به‌منظور کنترل آثار تغییرات نرخ مشارکت بر آمارهای رسمی بیکاری، نرخ بیکاری مؤثر بر پایه حفظ بالاترین نرخ مشارکت تجربه شده در اقتصاد ایران تعریف و بیکاری متناظر با آن محاسبه می‌شود و دوباره مدل‌های آزمون اوکان برآورد می‌شوند.

از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۵ به مدت ۳۷ سال نرخ مشارکت در بازار نیروی کار از سیر نزولی برخوردار بوده به‌نحوی‌که از ۴۷ درصد در سال ۱۳۳۸ به حدود ۳۵ درصد در سال ۱۳۷۵ رسیده است. علت اصلی این کاهش ۱۲ واحد درصدی در نرخ مشارکت را می‌توان در افزایش سریع جمعیت در محدوده‌ی سنی ۱۵ الی ۲۰ سال، افزایش شهرنشینی، آثار اجتماعی انقلاب با کاهش مشارکت زنان در بازار کار و... در طول این دوره جست. روند افزایشی نرخ مشارکت از سال ۱۳۷۵ شروع شد اما نرخ مشارکت در بازار نیروی کار از سال ۱۳۸۵ از روند غیرطبیعی برخوردار بوده و دوباره از روند کاهشی برخوردار بوده است. این کاهش در نرخ مشارکت از این جهت غیرطبیعی است که روند صعودی جمعیت جوان در محدوده‌ی سنی ۲۰ تا ۳۰ سال که عمدتاً از تحصیل نیز فارغ شده‌اند، در این سال‌ها ادامه دارد.

برای محاسبه نرخ بیکاری مؤثر، ابتدا رابطه بیکاری با نرخ مشارکت نیروی کار با جای‌گذاری زیر به‌دست می‌آید:

جمعیت فعال / جمعیت بیکار= نرخ بیکاری

((جمعیت شاغل- جمعیت نرخ مشارکت* جمعیت بیشتر از = نرخ بیکاری

(۸) (نرخ مشارکت* جمعیت بیشتر از ۱۰ساله) / ۱۰ ساله))

نرخ مشارکت* جمعیت بیشتر از / (جمعیت شاغل) -۱= نرخ بیکاری

(۱۰ساله)

براساس رابطه فوق نرخ بیکاری تابعی از جمعیت شاغل و نرخ مشارکت است. این رابطه غیرخطی و مثبت (هم جهت) است[1]. اما نرخ مشارکت با نرخ بیکاری رابطه دوری نیز دارد. یعنی نرخ مشارکت نیز خود تابعی از تعداد بیکاران بوده و به‌صورت نسبت مجموع جمعیت شاغل و بیکار به جمعیت بالای ۱۰ سال یا ۱۵ سال تعریف می‌شود.

نرخ بیکاری مؤثر بازتابی از جمعیت فعال از دست رفته‌ی ملاحظه نشده در محاسبات نرخ بیکاری رسمی است. با کاهش نرخ مشارکت، نرخ بیکاری کاهش می‌یابد، اگر کاهش نرخ بیکاری به‌واسطه کاهش مستمر تقاضای نیروی کار باشد ناخواسته جمعیت فعال متقاضی کار، به جمعیت غیرفعال ناامید از کاریابی تبدیل می‌شود و این جمعیت در نرخ بیکاری اعلام شده نشان داده نمی‌شود. اما این نقصان در برآورد نرخ بیکاری مؤثر برطرف می‌شود.

برای برآورد نرخ بیکاری مؤثر بالاترین نرخ مشارکت در بازه زمانی مورد بررسی که مربوط به سال ۱۳۳۸ و برابر ۴۷ درصد انتخاب شد. در مرحله بعد این نرخ را از نرخ‌های مشارکت سال‌های دیگر کسر کرده و مقدار تفاوت آنها در هر سال در جمعیت بالای ۱۰ سال آن سال ضرب می‌شود و به این ترتیب جمعیت فعال از دست رفته برای هرسال به‌دست می‌آید. با محاسبه جمعیت فعال از دست رفته، نرخ بیکاری مؤثر از طریق معادله زیر به‌دست می‌آید. در این فرمول جمعیت فعال از دست رفته به‌صورت و مخرج فرمول محاسبه نرخ بیکاری رسمی افزوده است.

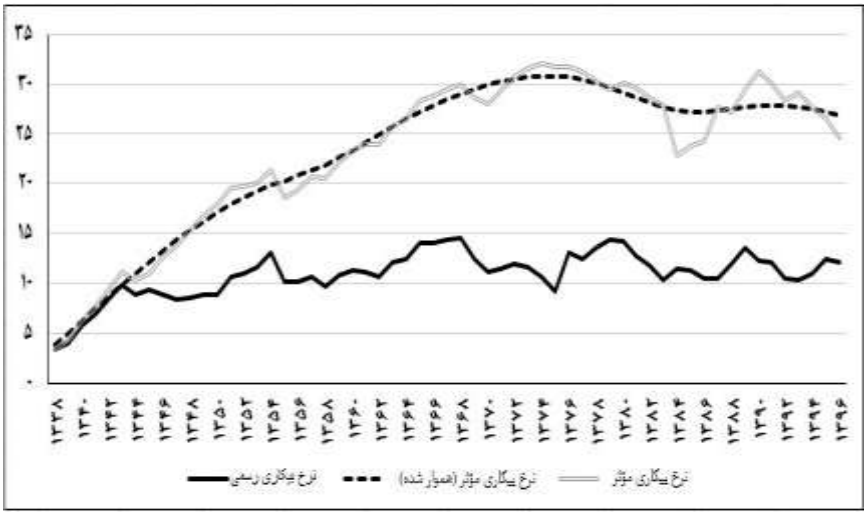
---

۱. به عنوان مثال در سال ۱۳۸۷، در حالی که میزان اشتغال با کاهش ۵۹۰ هزار نفری مواجه بوده، نرخ بیکاری از ۱۰/۵ درصد به ۱۰/۴ درصد کاهش یافته است که عامل اصلی این کاهش در نرخ بیکاری، کاهش ناگهانی و غیرطبیعی نرخ مشارکت بوده است. این رخداد در ۱۳۹۹ نیز تکرار شده است.

$$MU_t = \frac{(APL_t + U_t)}{(APL_t + AP_t)} \qquad (۹)$$

در رابطه فوق، MU_t = نرخ بیکاری موثر، APL_t= جمعیت فعال از دست رفته، U_t= تعداد بیکاران و AP_t= جمعیت فعال است.

از رابطه فوق تعداد بیکاران مؤثر و نرخ بیکاری مؤثر به‌دست می‌آید. برای به‌دست آوردن روند هموار شده روند نرخ بیکاری موثر از فیلتر هودریک پرسکات استفاده شده است. این فیلتر به‌منظور در بررسی‌های بلندمدت سری‌های زمانی به وسیله‌ی کاستن از اهمیت نوسانات در کوتاه‌مدت به‌کار می‌رود.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲. نمودار مقایسه نرخ بیکاری رسمی و مؤثر (واحد درصد)

همان‌طورکه نمودار (۲) نشان می‌دهد، روند نرخ بیکاری مؤثر در مقادیر بسیار بالاتری از نرخ بیکاری رسمی قرار دارد. به‌طوری‌که تعداد بیکاران رسمی که بیش‌ترین مقدار آن مربوط به سال ۱۳۹۶ است برابر با ۳,۲ میلیون نفر می‌باشد که این تعداد بر اساس روند محاسبه بیکاران مؤثر برابر با ۸,۳ میلیون نفر است. هم‌چنین بالاترین نرخ بیکاری رسمی برابر با ۱۴/۵ درصد می‌باشد که بر اساس نرخ بیکاری مؤثر برابر با ۳۰/۸ درصد است.

۴-۲-۱- برآورد مدل‌های ۵ و۶: آزمون مجدد قاعده اوکان با نرخ بیکاری مؤثر

با توجه به اشکالات مترتب بر نرخ بیکاری، با استفاده از نرخ بیکاری مؤثر براورد شده، قاعده اوکان مجدداً برآورد می‌شود. در این بخش به بررسی الگوهای تفاضلی و پویا و تحلیل نتایج آن‌ها بر اساس نرخ بیکاری مؤثر پرداخته می‌شود. به‌دلیل تأثیرپذیری بالای نرخ بیکاری از نرخ مشارکت، برای کنترل اثر تغییر در نرخ مشارکت بر تغییرات برون‌زای بیکاری، متغیر تغییرات نرخ مشارکت نیز وارد الگو شده است.

نتایج حاصل از تخمین این دو روش در جدول زیر آورده شده است. با توجه به مانایی تمام متغیرهای مدل، نتیجه مدل پویا با روش ARDL به مانند مدل OLS است.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل تفاضل و پویا (مدل‌های شماره ۵ و ۶)

مدل تفاضل و پویا (با متغیر وابسته نرخ بیکاری مؤثر)			
متغیرها		**مدل تفاضل**	**مدل پویا**
رشد تولید ناخالص داخلی	$GDPg_t$	-۰/۰۲۳	-۰/۰۳۶
		(۰/۰۱۱۸)	(۰/۰۱۵)
رشد تولید ناخالص داخلی با یک سال وقفه	$GDPg_{t-1}$		۰/۰۳۱
			(۰/۰۵۴۶)
تغییرات نرخ بیکاری با یک سال وقفه	ΔMU_{t-1}		۰/۱۰۳۸
			(۰/۲۲۵۶)
نرخ مشارکت	Δp_t	۱/۷۱۱	۱/۶۴۶
		(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
عرض از مبدأ	Constant	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱۵
		(۰/۰۴۲۳)	(۰/۲۵۹۱)
R-squared		۰/۶۴	۰/۶۷

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۶) نتایج به‌دست آمده از مدل تفاضل و پویا، با جای‌گذاری تغییرات نرخ بیکاری مؤثر به جای تغییرات نرخ بیکاری رسمی، نشان دهنده تقویت جزیی در برقراری قاعده اوکان را در ایران می‌باشد و رابطه معکوس بین تغییرات نرخ بیکاری مؤثر و تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

اما نکته مهم‌تر این است که در این مدل متغیر نرخ مشارکت نیز به‌عنوان متغیر مستقل، برای کنترل اثر روندی تغییرات نرخ مشارکت بر تغییرات بیکاری مؤثر وارد مدل شده است و همان‌طورکه انتظار می‌رود رابطه بین نرخ مشارکت و تغییرات نرخ بیکاری مؤثر بسیار قوی بوده و مهم‌ترین عامل توضیح‌دهنده تغییرات نرخ بیکاری مؤثر است. این رابطه مثبت است و هر یک واحد درصد کاهش در تغییر در نرخ مشارکت با کاهش ۱/۶ تا ۱/۷ واحدی در نرخ بیکاری مؤثر توأم می‌شود *یعنی عامل اصلی تغییرات در نرخ بیکاری در اقتصاد ایران، تغییر نرخ مشارکت است نه تغییر رشد اقتصادی.*

در هر دو الگوی تفاضل و پویا ضریب اوکان منفی و معنی‌دار است. با این تفاوت که شدت این رابطه در مدل پویا معنی‌دارتر است. با این وجود هرچند جهت آماری رابطه منفی رشد اقتصادی و نرخ بیکاری تقویت شده است ولی شدت رابطه این دو متغیر حتی در مدل اخیر نیز قوی‌تر نشده است و این موضوع مؤید این نتیجه است که رشد اقتصادی در ایران که خود متأثر از تغییرات برون‌زای زیادی نظیر انقلاب، جنگ، تغییرات درآمد نفت و یا تحریم‌ها است با نرخ بیکاری ارتباط قوی برقرار نمی‌کند.

۴-۳- بررسی رابطه بین رشد اشتغال و رشد تولید ناخالص داخلی

با توجه به نتایجی بخش قبل رابطه‌ی بلندمدت بین نرخ بیکاری (رسمی و مؤثر) و رشد اقتصادی قوی نیست از آنجا که آمار بیکاری تابعی از یک فرایند نمونه‌گیری و خود تابعی از تغییرات نرخ مشارکت است در تحلیل و فهم بازار کار و رشد اقتصادی ایران کمک مؤثر نمی‌کند. یکی از روش‌های دیگر در ارزیابی رابطه بیکاری با رشد اقتصادی، بررسی رابطه بین رشد اشتغال با رشد تولید است. هم‌چنین برای رسیدن به این جواب که رشد بدون اشتغال در ایران وجود دارد یا خیر، بررسی رابطه رشد اشتغال و رشد تولید ناخالص داخلی روش مناسبی است.

در این قسمت رابطه بین این دو متغیر با استفاده از مدل رگرسیون غلتان مورد آزمون قرار گرفته و نتایج آن تحلیل شده است.

۴-۳-۱- برآورد مدل شماره ۷: رابطه رشد تولید با رشد اشتغال در قالب مدل رگرسیون غلتان

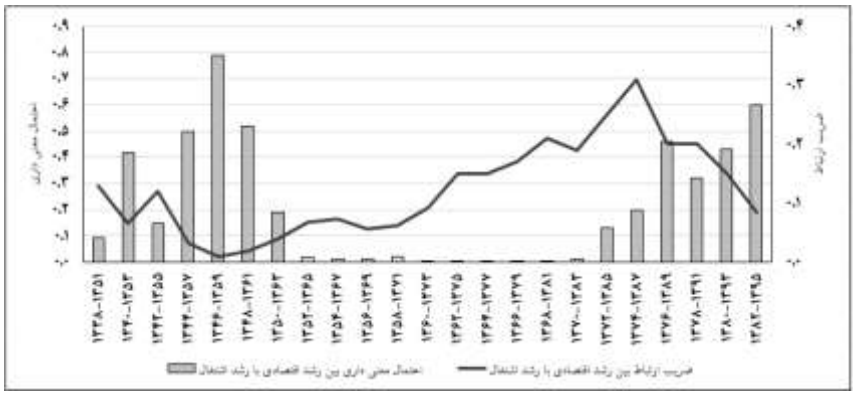
در این بخش نتایج حاصل از بررسی رابطه بین رشد اشتغال و رشد تولید ناخالص داخلی با استفاده از رگرسیون غلتان ارائه می‌شود. مدل غلتان یکی از روش‌هایی است

که می‌توان به وسیله آن تغییرات تدریجی پارامترها را در طی زمان به‌دست آورد. در این قسمت نیز مانند رگرسیون غلتانی که در قسمت قبل به‌دست آمد عمل می‌شود، به این ترتیب که طول پنجره غلتان را ۱۴ سال در نظر گرفته و دوره حرکت به جلو دو سال در نظر گرفته شد.

نتایج ۲۳ دوره مدل رگرسیون غلتان (با متغیر وابسته رشد اشتغال) و مقدار ضریب ارتباط رشد اقتصادی با رشد اشتغال در نمودار دو طرفه زیر ارائه شده است.

با توجه به نمودار (۴)، ضریب ارتباط رشد اشتغال نسبت به رشد تولید ناخالص داخلی در ایران علامت صحیح (مثبت) را نشان می‌دهد. این ضریب سه دوره تغییرات متمایز را نشان می‌دهد در فاصله سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۵۹ این رابطه کاهشی و در حال تضعیف است یعنی رشد بیشتر اقتصادی با رشد کمتر اشتغال ولی غیر معنی‌دار همراه بوده است. در فاصله دوره‌های ۱۳۵۹تا ۱۳۸۷ رابطه رشد اقتصادی با رشد اشتغال تقویت و در بیشتر دوره‌ها معنی‌دار نیز شده است ولی پس از دوره ۱۳۸۷ تا انتهای دوره‌ی بررسی، شدت ارتباط رشد تولید با رشد اشتغال، پیوسته با کاهش تندی تضعیف شده و از لحاظ آماری هم معنی‌دار نبوده است.

با سطح احتمال معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵، رابطه بین رشد اشتغال و رشد تولید ناخالص داخلی فقط در دوره‌های ۱۳۶۵-۱۳۵۲ تا ۱۳۸۳-۱۳۷۰ برقرار است و در دیگر دوره‌ها برقرار نیست. در دوره‌های برقراری رابطه بین رشد اشتغال و رشد اقتصادی در ایران به‌طور متوسط به ازای یک درصد رشد در تولید ناخالص داخلی شاهد ۱۲/ درصد افزایش در رشد اشتغال بوده‌ایم. به بیان ساده‌تر اگر متوسط رشد اقتصادی در دوره فوق حدود ۴ درصد در هر سال باشد این رشد سالانه حدود ۵/. درصد رشد اشتغال توانسته ایجاد کند که مقدار پایینی است.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳. سطح احتمال معنی‌داری و ضریب رشد تولید ناخالص داخلی در برآورد رگرسیون غلتان

از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ اقتصاد ایران تجربه درآمدهای بزرگ نفتی با جایگزینی سرمایه به جای نیروی کار به اتکای همان درآمدهای گسترده را داشت. در دوره بعد از آن نیز ابتدا با تحریم‌ها شدید و سپس کاهش منابع درآمدی نفتی مواجه می‌شود. رابطه قوی رشد اقتصادی و رشد اشتغال در سال‌های اخیر شکسته شده است. همان طور که مشاهده می‌شود رابطه بین بین رشد تولید با رشد اشتغال در سال‌های اخیر به شدت تضعیف شده است و به‌صورت آماری هم ارتباطی بین رشد اقتصادی و رشد اشتغال وجود ندارد. از این جهت پدیده رشد کم اشتغال و در دوره‌هایی نیز رشد بدون اشتغال پدیده غالب بازار کار در دو دهه اخیر است.

۵- نتیجه‌گیری

نتایج ارزیابی رابطه نرخ بیکاری و رشد اقتصادی در قالب سه مدل تفاضل، پویا و خود همبستگی برداری نشان می‌دهد با وجود رابطه منفی بین نرخ بیکاری رسمی و رشد اقتصادی شدت رابطه بین آنها بسیار ضعیف و نزدیک به صفر است از این روی می‌توان وابستگی تغییرات نرخ بیکاری به رشد اقتصادی در ایران را بسیار ضعیف دانست و برخلاف مطالعات پیشین که قاعده اوکان در اکثر موارد تأیید شده است در این مطالعه شواهد محکمی از تأیید این قاعده در اقتصاد ایران وجود ندارد. تحلیل رگرسیون غلتان نیز نشان می‌دهد پدیده متمایزی در ۱۵ سال اخیر افتاده علاوه بر از دست رفتن ارتباط

معنی‌دار رشد اقتصادی نوعا برون‌زا با نرخ بیکاری، مقدار رابطه حتی مثبت نیز شده است. به‌طور متناظر هم ارتباط معنی داری بین رشد اقتصادی و رشد اشتغال وجود ندارد. از این جهت پدیده رشد کم اشتغال و در دوره‌هایی نیز رشد بدون اشتغال پدیده غالب بازار کار در دو دهه اخیر است.

در دو دهه اخیر با ورود جمعیت فعال متولدین دهه شصت، رشد عرضه نیروی کار به‌طور معنی داری افزایش یافته است. ولی نوسان گسترده و نرخ پایین میانگین رشد اقتصادی به افزایش معنی‌دار نرخ بیکاری منتهی شده است و حتی در دوره‌هایی کاهش هم داشته است.

به‌دلیل نقص نرخ بیکاری رسمی در حذف جمعیت فعال، نرخ بیکاری مؤثر تعریف شد که بازتابی از جمعیت فعال از دست رفته‌ی ملاحظه نشده در محاسبات نرخ بیکاری رسمی است. با کاهش نرخ مشارکت، نرخ بیکاری کاهش می‌یابد، اگر کاهش نرخ بیکاری به واسطه کاهش مستمر تقاضای نیروی کار باشد ناخواسته جمعیت فعال متقاضی کار، به جمعیت غیرفعال ناامید از کاریابی تبدیل می‌شود و این جمعیت در نرخ بیکاری اعلام شده نشان داده نمی‌شود. این نقصان با براورد نرخ بیکاری مؤثر در این مقاله برطرف می‌شود.

تحلیل رابطه بین تغییرات نرخ بیکاری مؤثر و رشد تولید ناخالص داخلی نیز نشان می‌دهد عامل اصلی تغییرات در نرخ بیکاری در ایران، تغییر کاهشی نرخ مشارکت است نه تغییر افزایشی رشد اقتصادی.

در اقتصاد ایران بازار کار انعطاف پذیری محدودی دارد و تعدیل آن پرهزینه است. با کاهش شدید و نوعاً برون‌زای رشد اقتصادی، امکان تعدیل معنی‌دار نیروی کار وجود ندارد و در دوره‌های افزایش رشد اقتصادی همان نیروی کار قبلی، کفایت افزایش فعالیت‌های جدید را می‌دهد. در رونق مجدد اقتصادی، رشد محصول به وسیله‌ی نرخ ترکیبی عرضه‌ی نیروی کار و بهره‌وری نیروی کار مشخص می‌شود. با بالاتر رفتن رشد واقعی تولید ناخالص داخلی از رشد بهره‌وری نیروی کار، اشتغال قابل افزایش است. اگر رشد اشتغال، سریع‌تر از رشد نیروی کار باشد، نرخ بیکاری کاهش خواهد یافت.

از طرفی در اقتصاد ایران در دوره‌های فراوانی منابع ارزی و امکان نگهداشت قیمت ارز در مقادیر پایین‌تر از قیمت واقعی، امکان جایگزینی گسترده‌تر سرمایه به جای نیروی کار توجیه زیادی پیدا می‌کند. از سوی دیگر در این شرایط، رشد گسترده واردات

و جایگزینی محصولات قابل تجارت به جای محصولات داخلی گسترش می‌یابد. در این حالت با وجود رشد اقتصادی مثبت، واردات گسترده هم‌زمان کالاهای سرمایه‌ای (با تأثیر اشتغال‌زا) و مصرفی (با تأثیر اشتغال زدا) ولی با وزن بیشتر در کاهش اشتغال به جانشینی نیروی کار کمک نموده و صرفاً گسترش خدمات غیرقابل تجارت، بخشی اصلی رشد اقتصادی و رشد اشتغال را تأمین می‌کند.

منابع

۱. اخباری، رضا و آماده، حمیده (۱۳۹۴). تحلیل رابطه هم انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی با رویکرد آزمون کرانه‌ها: شواهدی از اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۵۹، ۱۶۰-۱۲۵.

۲. امینی، علیرضا و فرهادی کیا، علیرضا (۱۳۹۵). تحلیل رابطه تولید با اشتغال در بخش‌های اقتصادی ایران با نگاهی به برنامه ششم توسعه. ماهنامه مدیریت بازار کار ایران، سال اول، شماره ۴ و ۵. بخش‌های اقتصادی ایران. فصلنامه پول و اقتصاد، (۴). ۳۳- ۱.

۳. شهبازی، کیومرث و طالبی، زهرا (۱۳۹۱). تولید، بیکاری و قاعده اوکان: شواهدی از استان‌های کشور. فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۹، شماره ۱، صفحات ۳۵-۱۹.

۴. شیرین بخش، شمس‌الدین و مقدس، مریم (۱۳۸۹). بررسی اثرات متقارن و نامتقارن شوک‌های نفتی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی و خدمات ایران. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال ۷، شماره ۲۶، ۲۰-۱.

۵. کمیجانی، اکبر و کریمی، صمد (۱۳۷۹). برآورد و شبیه‌سازی تابع تقاضای نیروی کار در ایران. مجله علمی پژوهشی آینده‌پژوهی مدیریت. شماره ۳، ۵۱-۱۷

۶. مشیری، سعید (۱۳۹۴). عوامل مؤثر بر نرخ مشارکت نیروی کار در بازار کار ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ۱۵(۲). ۴۹-۷۲.

۷. مقصودپور، سارا و ذوالفقاری، امید (۱۳۹۵). بررسی ارتباط بین قاعده اوکان و نوسان‌های تجاری در اقتصاد ایران در طول سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰». چهارمین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری، تهران، ایران.

۸. وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی (۱۳۹۵). مباحثی در حوزه سیاست‌گذاری اشتغال: اشتغال و رشد فراگیر: چشم‌انداز توسعه‌ای.

9. Adanu, K. (2005). A Cross-Province Comparison of Okun's Coefficient for Canada Applied Economics, 37: 561–570.
10. Aggarwal, S. C. (2017). Structural Change, Jobless Growth and'Informalization'of Labor: Challenges in Post Globalized India.
11. Ahmed, K., Khali, S., & Saeed, A. (2011). Does There Exist Okun's Law in Pakistan?. International Journal of Humanities and Social Science, 1(12), 293-99.
12. Ajakaiye, O., Jerome, A. T., & Nabena, D., & Alaba, O. A. (2016). Understanding the African Lions-Growth Traps and Opportunities in Six Dominant African Economies-Understanding the Relationship between Growth and Employment in Nigeria.
13. -Christopoulos, D.K. (2004). The relationship between output and unemployment: Evidence from Greek regions. Papers in Regional Science, 83(3), 611-620.
14. Kaldor, N. (1975). Economic Growth and the Verdoorns Vol 85, No340 PP 891-896.
15. Khan, M. A., Saboor, A., Mian, S. A., & Anwar, A. (2013). Modeling the relationship between GDP and unemployment for Okun's law specific to Pakistan during 1976-2010. Theoretical and Applied Economics, 10(587), 71-78.
16. Khemraj, T., Madrick, J., & Semmler, W. (2006). Okun's law and jobless growth.
17. Knotek, E. S. (2007). How useful is Okun's law? Economic Review, (Q IV), 73-103.
18. Levine, L. (2012). Economic growth and the unemployment rate. Washington, DC: Congressional Research Service.
19. Moosa, I. A. (1997). A cross-country comparison of Okun's coefficient. Journal of comparative economics, 24(3), 335-356.
20. Phelps, E. S. (1995). The structuralist theory of employment. The American Economic Review, 85(2), 226-231.
21. Sadiku, M., Ibraimi, A., & Sadiku, L. (2015). Econometric estimation of the relationship between unemployment rate and economic growth of FYR of Macedonia. Procedia Economics and Finance, 19, 69-81.
22. Scacciavillani, F., & Swagel, P. (1999). Measures of potential output An Application to Israel, IMF Working Paper, No, 99.
23. Wolnicki, M., Kwiatkowski, E., & Piasecki, R. (2006). Jobless growth: a new challenge for the transition economy of Poland. International Journal of Social Economics, 33(3), 192-206.
24. Zanin, L., & Marra, G. (2012). Rolling Regression Versus Time-Varying Coefficient Modelling: An Empirical Investigation of The Okun'S Law in Some Euro Area Countries. Bulletin of Economic Research, 64(1), 91-108.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۹/ ص ۶۸۸-۶۵۷

قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر واسطه‌های دولتی و غیردولتی: شواهدی از بازار سرمایه ایران

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.3.7.2

منیره روان‌بخش[۱]، محمدحسین دهقانی فیروزآبادی*[۲]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تهران، mo.ravanbakhsh@ut.ac.ir

۲. استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، mh.dehghani@ut.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۲/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۷/۰۶

چکیده

این مقاله نقش متفاوت واسطه‌های مالی دولتی و غیردولتی در قیمت‌گذاری سهام در بازار سرمایه ایران را مورد مطالعه قرار می‌دهد. شرکت‌های سرمایه‌گذاری فعال در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران به‌عنوان نماینده بخش واسطه انتخاب شدند. مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه با استفاده از داده‌های فصلی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای دو گروه واسطه‌های دولتی و غیردولتی برآورد شده است. قیمت برآوردی عامل سرمایه برای بیشتر واسطه‌های غیردولتی و کل این بخش مثبت و معنادار در سطوح ۵ درصد و کمتر بوده است. در سطح اطمینان ۹۵ درصد، یک واحد افزایش در حساسیت بازدهی سهام نسبت به شوک‌های سرمایه کل بخش غیردولتی به‌طور میانگین با ۳/۱۵۶ الی ۳/۱۵۹ درصد افزایش در بازدهی فصلی سهام توأم است. براین‌اساس، شوک‌های سرمایه واسطه‌های غیردولتی باید به‌عنوان یک عامل موثر در قیمت‌گذاری سهام در بازار سرمایه ایران در نظر گرفته شوند. برای واسطه‌های دولتی، قیمت عامل سرمایه هیچ‌یک از شرکت‌های انفرادی و کل این بخش مثبت و معنادار در سطوح ۵ درصد و کمتر برآورد نشده است. بنابراین، شوک‌های سرمایه واسطه‌های دولتی را نمی‌توان به‌عنوان عاملی اثرگذار در قیمت‌گذاری سهام در بازار سرمایه ایران در نظر گرفت.

طبقه‌بندی JEL: C33 ،G23 ،G12

واژه‌های کلیدی: قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه، ریسک سرمایه، دولتی و غیردولتی

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس □□□□□□□□□□□□

۱- مقدمه

صنعت واسطه‌گری مالی یکی از صنایع روبه‌رشد در بازار سرمایه کشور است. بخش قابل‌توجهی از ثروت از طریق واسطه‌های مالی مانند بانک‌ها، بیمه‌ها، صندوق‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری و دیگر انواع واسطه‌های مالی سرمایه‌گذاری می‌شود. واسطه‌های مالی به نمایندگی از سوی سرمایه‌گذاران انفرادی (مشتریان خود)، به سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار می‌پردازند. این مؤسسات با دسترسی به منابع مالی گسترده و برخورداری از نیروهای متخصص در تحلیل امور مالی، نسبت به سرمایه‌گذاران انفرادی برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مختلف مزیت دارند.

با وجود مزیت نسبی و حضور گسترده واسطه‌های مالی در معاملات انواع دارایی، نقش این مؤسسات در قیمت‌گذاری دارایی‌ها کمتر مورد توجه قرار گرفته است. در مدل‌های مرسوم قیمت‌گذاری دارایی، مانند مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1]، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف[2]، مدل‌های چندعاملی و نسخه‌های تعمیم‌یافته آن‌ها، با این فرض که فعالیت واسطه‌های مالی بازتاب‌دهنده ترجیحات مشتریان آن‌هاست، از نقش واسطه‌ها چشم‌پوشی و به آن‌ها تنها به‌عنوان نوعی پوشش نگریسته می‌شود. در این الگوها، سرمایه‌گذاران - به‌طور معمول خانوارها- به‌عنوان سرمایه‌گذار نهایی در معاملات انواع دارایی در نظر گرفته می‌شوند و تصمیم‌های بهینه‌یابی ایشان مبنای تعیین قیمت دارایی‌ها قرار می‌گیرد. بااین‌حال، همان طور که هه و کریشنامورثی[3] (۲۰۱۲، ۲۰۱۳)، ایدرین، اتیولا و میور[4] (۲۰۱۴) و هه، کلی و منیلا[5] (۲۰۱۷) نشان داده‌اند، ویژگی‌های مفروض برای این سرمایه‌گذاران نوعی، مانند مشارکت در تمام بازارهای دارایی، توانایی اتخاذ استراتژی‌های پیچیده مالی، بهینه کردن مداوم این استراتژی‌ها و عدم مواجهه با هزینه‌های معاملاتی، بیشتر منطبق بر مشخصه‌های واسطه‌های مالی و نه خانوارهای نوعی است. نتایج این مطالعات، حاکی از نقش مؤثر واسطه‌های مالی در تعیین قیمت دارایی‌ها در بازارهای سرمایه است.

مطالعات انجام‌شده در حوزه قیمت‌گذاری دارایی‌ها در ایران، بیشتر مبتنی بر مدل‌های مرسوم قیمت‌گذاری مانند مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مشتقات آن و مدل‌های قیمت‌گذاری چندعاملی است، که در آن نقش واسطه‌های مالی نادیده

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
2. Consumption Capital Asset Pricing Model (CCAPM)
3. He & Krishnamurthy
4. Adrian, Etula & Muir
5. He, Kelly & Manela

گرفته می‌شود[۱]، درحالی‌که شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌های تجاری، شرکت‌های بیمه و دیگر واسطه‌های مالی فعال در ایران دارای پورتفوهای بزرگ بورسی هستند و تصمیم‌های آن‌ها می‌تواند بر قیمت دارایی‌های بورسی اثرگذار باشد. در این مطالعه، برای نخستین بار با در نظر گرفتن بخش واسطه به‌عنوان سرمایه‌گذار نهایی (به‌جای بخش خانوار)، نقش واسطه‌های مالی در تبیین رابطه میان ریسک و بازده در بازار سرمایه ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

یکی از مسائل قابل توجه در مطالعه نقش واسطه‌های مالی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها در ایران، وجود تفاوت‌های ساختاری میان بازار سرمایه ایران و سایر کشورها است. در ترکیب سهامداران عمده برخی از واسطه‌های مالی فعال در بازار سرمایه ایران، نهادهای دولتی مانند بانک‌های دولتی، صندوق بازنشستگی کشوری و غیره مشاهده می‌شوند. باتوجه به این موضوع، واسطه‌های مالی را می‌توان از نظر مالکیت به دو گروه دولتی و غیردولتی تقسیم کرد. به‌طور معمول، سهامداران دولتی با انگیزه‌های متفاوت از سهامداران غیردولتی در بازار سرمایه فعالیت می‌کنند. دخالت این سهامداران در نحوه تصمیم‌گیری واسطه‌های دولتی می‌تواند منجر به واکنش متفاوت این گروه در برابر شوک‌های سرمایه نسبت به گروه غیردولتی شود. از سویی برخورداری این گروه از پشتوانه دولتی، حساسیت آن در برابر ریسک را کاهش داده و منجر به تفاوت در ترجیحات واسطه‌های مالی دولتی و غیردولتی می‌گردد. این تفاوت، سبب نوعی ناهمگنی در ارزیابی واسطه‌های دولتی و غیردولتی از ریسک و تصمیم‌های آن‌ها در مورد نگهداری و معامله دارایی‌ها می‌شود.

در مطالعه حاضر برای مواجهه با این مسئله، واسطه‌های مالی برحسب مالکیت سهام به دو گروه دولتی و غیردولتی تفکیک و این موضوع بررسی می‌شود که آیا هریک از این دو گروه نقش سرمایه‌گذار نهایی در بازار سرمایه ایران را ایفا می‌کنند. برای این منظور، با استفاده از شرط مرتبه اول بهینه‌یابی، سرمایه‌گذار نهایی یک مدل قیمت‌گذاری دارایی استخراج می‌شود. این مدل شامل دو عامل ریسک ثروت کل و ریسک شوک‌های سرمایه واسطه‌های مالی است. با برآورد این مدل برای هریک از گروه‌های دولتی و غیردولتی به‌طور جداگانه، به دو پرسش پاسخ داده می‌شود: آیا

---

۱. در حوزه مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه می‌توان به مطالعات مهرآرا، فلاحتی و ظهیری (۱۳۹۲) و رستمیان و جوانبخت (۱۳۹۰)؛ در حوزه مشتقات این مدل به مطالعه محمدزاده، شهیکی تاش و روشن (۱۳۹۴)؛ و در حوزه مدل‌های قیمت‌گذاری چندعاملی به مطالعات بابالویان و مظفری (۱۳۹۵)، صادقی شریف، تالانه و عسکری‌راد (۱۳۹۲) و اسلامی بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) اشاره کرد.

شوک‌های وارد بر سرمایه واسطه‌های غیردولتی قادر به توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی سهام در بازار سرمایه ایران هست؟ آیا شوک‌های وارد بر سرمایه واسطه‌های دولتی قادر به توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی سهام در بازار سرمایه ایران هست؟

ساختار مقاله در ادامه بدین شرح است: در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش بیان شده است. بخش سوم به روش تحقیق و بخش چهارم به تجزیه و تحلیل داده‌ها اختصاص یافته و مطالعه در بخش پنجم جمع‌بندی شده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

ادبیات قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر واسطه یکی از شاخه‌های شناخته‌شده و روبه‌رشد در حوزه قیمت‌گذاری دارایی‌ها است. تمرکز مطالعات اولیه در این شاخه بر بررسی تأثیر رفتار واسطه‌ها بر قیمت تعادلی دارایی‌ها می‌باشد. به‌عنوان مثال، هه و کریشنامورثی (۲۰۱۲)، با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویا نشان داده‌اند که تغییر در سطح سرمایه واسطه‌های مالی منجر به تغییر در ظرفیت پذیرش ریسک این بخش و بنابراین تغییر در ارزش نهایی ثروت آن می‌شود. تغییر در ارزش نهایی ثروت بخش واسطه، تصمیم‌های این بخش در مورد خرید و فروش دارایی‌ها و به‌دنبال آن قیمت آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. هه و کریشنامورثی (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای دیگر نشان داده‌اند که کاهش سرمایه بخش واسطه تنها زمانی بر قیمت دارایی‌ها و صرف ریسک تأثیر دارد که بخش واسطه در تأمین سرمایه سهامی[1] خود با محدودیت مواجه باشد. در غیر این‌صورت، با کاهش ثروت بخش واسطه صرف ریسک نسبتاً ثابت می‌ماند. مطابق پیشنهاد این مدل، پویایی‌های صرف ریسک را می‌توان به‌کمک معیارهایی از سرمایه بخش واسطه توضیح داد.

در مطالعات اشاره‌شده اثرگذاری رفتار بخش واسطه بر قیمت دارایی‌ها در قالب مدل‌های تعادل عمومی بررسی شده است. برای نخستین‌بار، ایدرین، اتیولا و میور (۲۰۱۴) و پس از آن ایدرین، موانچ و شین (۲۰۱۶) و هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷) در قالب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی چند عاملی به بررسی نقش واسطه‌های مالی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها پرداختند. در این مطالعات از رویکرد عامل تنزیل برای استخراج مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه استفاده شده است.

1. Equity capital

به بیان کوکرین (۲۰۰۵) مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی همگی حالت‌های خاصی از رویکرد عامل تنزیل[1] هستند. مطابق ایده اساسی این رویکرد، قیمت هر دارایی برابر با ارزش انتظاری عایدی تنزیل‌شده آن است. در این رویکرد، قیمت‌گذاری دارایی‌ها در دو معادله اصلی خلاصه می‌شود (کوکرین، ۲۰۰۵):

$$p_t = E_t(SDF_{t+1}x_{t+1}) \quad (۱)$$

$$SDF_{t+1} = f\left(\text{پارامترها و داده‌ها}\right) \quad (۲)$$

در این معادلات منظور از p_t قیمت دارایی، E_t عملگر انتظارات، x_{t+1} عایدی دارایی (شامل قیمت و سود تقسیمی) و SDF_{t+1} عامل تنزیل تصادفی[2] است. مطابق رابطه (۱)، با داشتن عامل تنزیل تصادفی مناسب می‌توان قیمت هر دارایی را از طریق تنزیل عایدی انتظاری آن به دست آورد. به بیان کوکرین (۲۰۰۵)، تفاوت در مدل‌های قیمت‌گذاری به تفاوت در تعریف عامل تنزیل تصادفی باز می‌گردد.

در مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف، عامل تنزیل تصادفی به‌صورت تابعی از رشد مصرف تعریف می‌شود. کوکرین (۲۰۰۵)، نشان می‌دهد که در مدل پایه قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف، شرط مرتبه اول بهینه‌یابی برای سرمایه‌گذار نوعی به معادله قیمت‌گذاری زیر می‌انجامد:

$$p_t = E_t\left[\beta\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}x_{t+1}\right] \quad (۳)$$

بنابراین، عامل تنزیل تصادفی در این الگو را می‌توان به‌صورت زیر نوشت (کوکرین، ۲۰۰۵):

$$SDF_{t+1} = \beta\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \quad (۴)$$

همان طور که از رابطه (۴) مشخص است، در این مدل عامل تنزیل تصادفی همان نرخ جانشینی بین دوره‌ای مصرف است. با در نظر گرفتن یک فرم مشخص برای تابع مطلوبیت، مانند فرم توانی یا لگاریتمی، می‌توان نشان داد که عامل تنزیل تصادفی تابعی از رشد مصرف است. در مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف تعمیم‌یافته، عامل تنزیل تصادفی علاوه بر رشد مصرف، تابع برخی متغیرهای دیگر مانند سطح مصرف عادتی افراد، بازدهی ثروت کل، رشد سهم مخارج غیرمسکن خانوار و نقدشوندگی است (گوش، جولیارد و تیلور[3]، ۲۰۱۷).

1. Discount Factor approach
2. Stochastic Discount Factor (SDF)
3. Ghosh, Julliard & Taylor

تفاوت اصلی مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه نسبت به مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف، جایگزینی مطلوبیت نهایی مصرف بخش خانوار با مطلوبیت نهایی مصرف (یا ارزش نهایی ثروت) بخش واسطه است. به بیان دیگر، در ساخت عامل تنزیل تصادفی مبتنی بر واسطه از عامل‌هایی استفاده می‌شود که نماینده‌های خوبی برای رشد ارزش نهایی ثروت بخش واسطه باشند. در این مدل‌ها ریسک هر دارایی برحسب ارتباط آن با ارزش نهایی ثروت بخش واسطه اندازه‌گیری می‌شود. بدین‌ترتیب دارایی‌هایی که جریان عایدی‌شان در یک ارتباط مستقیم و قوی با ثروت بخش واسطه تغییر می‌کنند، به‌عنوان دارایی‌های پرمخاطره شناسایی می‌شوند، زیرا در شرایط نامساعد اقتصادی همزمان با کاهش ثروت بخش واسطه، عایدی این دارایی‌ها کاهش می‌یابد و بخش واسطه از دو جهت دچار زیان می‌شود. پیش‌بینی می‌شود بازدهی چنین دارایی‌هایی، به‌عنوان دارایی‌های ریسکی، در تعادل بیشتر باشد.

باتوجه به توضیحات ذکرشده، یکی از مسائل مهم در مدل‌سازی نظریه قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه، شناسایی متغیری است که به‌خوبی بتواند تغییرات ارزش نهایی ثروت بخش واسطه را نشان دهد. ایدرین، اتیولا و میور (۲۰۱۴)، در مطالعه خود از تغییرات اهرم بخش واسطه برای سنجش رشد ارزش نهایی ثروت این بخش استفاده کرده‌اند. در این مطالعه، اهرم بخش واسطه به‌صورت نسبت کل دارایی‌ها به حقوق صاحبان سهام کارگزاران/معامله‌گران اوراق بهادار تعریف شده است. مطابق استدلال این پژوهشگران، در شرایطی که واسطه‌ها با محدودیت تأمین مالی مواجه شوند، برای تأمین منابع مالی مورد نیاز خود مجبور به فروش دارایی‌ها و کاهش اهرم[1] می‌شوند. از سویی، ارزش نهایی ثروت واسطه‌ها هنگام مواجهه با محدودیت تأمین مالی افزایش می‌یابد، بنابراین، تغییرات اهرم بخش واسطه می‌تواند نشان‌دهنده تغییرات ارزش نهایی ثروت این بخش باشد. نتایج این مطالعه حاکی از توانایی خوب شوک‌های وارده به اهرم واسطه‌های مالی در توضیح بازدهی مقطعی پورتفوهای مختلف سهام و اوراق قرضه است. برونرمیر و پدرسن[2] (۲۰۰۹) نیز بر نقش اهرم بخش واسطه در قیمت‌گذاری دارایی‌ها تأکید کرده‌اند.

ایدرین، موانچ و شین (۲۰۱۶)، به بسط مدل ایدرین، اتیولا و میور (۲۰۱۴) در یک فضای پویا پرداخته و با وارد کردن دو متغیر حقوق صاحبان سهام و اهرم بخش واسطه در یک مدل قیمت‌گذاری دارایی پویا، توانایی این دو متغیر در سنجش ارزش نهایی

1. Deleverage
2. Brunnermeier & Pedersen

ثروت بخش واسطه را مقایسه کرده‌اند. نتایج مطالعه حاکی از برتری متغیر اهرم نسبت به حقوق صاحبان سهام در توضیح بازدهی مقطعی دارایی‌ها است.

هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷)، از نسبت سرمایه سهامی معامله‌گران اولیه[۱] و ثروت کل اقتصاد به‌عنوان متغیرهای مناسب برای سنجش مطلوبیت نهایی مصرف (ارزش نهایی ثروت) بخش واسطه استفاده کرده‌اند. منظور از نسبت سرمایه سهامی بخش واسطه، سهم حقوق صاحبان سهام از کل دارایی‌های این بخش است. در این مطالعه، مطلوبیت نهایی مصرف بخش واسطه به‌صورت رابطه (۵) تعریف شده است (هه، کلی و منیلا، ۲۰۱۷):

$$u'(c_t^I) \equiv \Lambda_t \propto e^{-\rho t}(\eta_t W_t)^{-\gamma} \qquad (۵)$$

که در آن c_t^I مصرف بخش واسطه، η_t نسبت سرمایه سهامی بخش واسطه، W_t ثروت کل اقتصاد و ρ و γ ضرایبی مثبت و به‌ترتیب بیانگر نرخ تنزیل زمانی و درجه ریسک‌گریزی بخش واسطه است. مطابق رابطه (۵)، با فرض ثبات سایر شرایط، ثروت کل اقتصاد دارای ارتباط معکوس با ارزش نهایی ثروت بخش واسطه می‌باشد، یعنی در شرایط بد اقتصادی با کاهش ثروت کل اقتصاد، ارزش نهایی ثروت بخش واسطه افزایش می‌یابد. همچنین، ارزش نهایی ثروت بخش واسطه با کاهش نسبت سرمایه سهامی این بخش بالا می‌رود، زیرا کاهش η، به‌معنی افزایش سهم بدهی در برابر سهم حقوق صاحبان سهام (سهم سرمایه سهامی) در ساختار سرمایه شرکت‌های واسطه است. این امر ظرفیت تحمل ریسک شرکت‌های واسطه را کاهش می‌دهد. در چنین شرایطی، ریسک‌گریزی منجر به افزایش ارزش نهایی ثروت واسطه‌ها می‌شود. میزان تأثیر این دو عامل بر مطلوبیت نهایی بخش واسطه به درجه ریسک‌گریزی بخش واسطه بستگی دارد. هرچه ضریب ریسک‌گریزی (γ) بزرگ‌تر باشد، با کاهش ثروت کل اقتصاد یا کاهش نسبت سرمایه سهامی، مطلوبیت نهایی بخش واسطه بیشتر افزایش می‌یابد. هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که عامل سرمایه سهامی واسطه و ثروت کل اقتصاد به‌خوبی قادر به توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی طیف وسیعی از دارایی‌ها، شامل سهام، اوراق قرضه دولتی و شرکتی، شاخص اختیار، ارز، آتی کالاها و سواپ نکول اعتبار هستند.

---

۱. معامله‌گران اولیه (Primary dealers) بانک‌ها و موسسات مالی بزرگ (مانند بانک JP Morgan) هستند که با فدرال رزرو در اجرای سیاست‌های پولی همکاری می‌کنند.

مطابق نتایج مطالعات هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷)، ایدرین، موانچ و شین (۲۰۱۶) و ایدرین، اتیولا و میور (۲۰۱۴)، مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه نسبت به مدل‌های مرسوم قیمت‌گذاری دارایی از جمله مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، از نظر عرض از مبدأ، پایداری قیمت‌های ریسک و خطای قیمت‌گذاری برتری دارد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- تصریح مدل

در این مطالعه به پیروی از هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷)، فرض می‌شود مطلوبیت نهایی مصرف یا ارزش نهایی ثروت واسطه‌های دولتی و غیردولتی فعال در ایران از رابطه (۵) تبعیت می‌کنند. با این توضیح که نسبت سرمایه سهامی (η)، درجه ریسک‌گریزی (γ) و عامل تنزیل زمانی (ρ) برای این دو گروه متفاوت است. با استفاده از رابطه (۵) و معادله اصلی قیمت‌گذاری در رویکرد عامل تنزیل (رابطه ۱)، معادله قیمت‌گذاری در حالت زمان-پیوسته به‌صورت رابطه (۶) قابل استخراج خواهد بود[۱] (هه، کلی و منیلا، ۲۰۱۷):

$$E_t(dR_{it}) - R_{ft}dt = -E_t\left(dR_{it} \cdot \frac{d\Lambda_t^j}{\Lambda_t^j}\right) \qquad (۶)$$

در این رابطه منظور از dR_{it} *نرخ بازدهی لحظه‌ای دارایی* i، R_{ft} *نرخ بازدهی بدون ریسک و* Λ_t^j *مطلوبیت نهایی* مصرف سرمایه‌گذار/واسطه مالی j در زمان t است، که نرخ رشد آن مطابق کوکرین (۲۰۰۵)، معادل عامل تنزیل تصادفی سرمایه‌گذار است. با داشتن مطلوبیت نهایی مصرف بخش واسطه از رابطه (۵)، می‌توان رابطه (۶) را برای واسطه‌های دولتی ($j = G$) و غیردولتی ($j = N$) به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\begin{aligned} E_t(dR_{it}) - R_{ft}dt &= \gamma_j E_t\left[dR_{it} \cdot \frac{dW_{j,t}}{W_{j,t}}\right] + \gamma_j E_t\left[dR_{it} \cdot \frac{d\eta_{j,t}}{\eta_{j,t}}\right] \\ &= PR_{W_j} . \beta_{i,W_j} dt + PR_{\eta_j} . \beta_{i,\eta_j} dt \end{aligned} \qquad (۷)$$

بتاها در معادله (۷) بیانگر حساسیت مازاد بازدهی دارایی i نسبت به عامل‌های ریسک هستند. درحقیقت، بتاها شاخص‌هایی برای سنجش ریسک مربوط به هر عامل

---

۱. رابطه (۶) از طریق معادله قیمت‌گذاری اویلر نیز قابل استخراج است. شرط مرتبه اول بهینه‌یابی برای سرمایه‌گذاران نهایی الزام می‌کند که این رابطه برای هر دارایی i برقرار باشد. برای اثبات به کوکرین (۲۰۰۵) رجوع شود.

هستند، که از طریق فرمول ضرایب رگرسیون چند متغیره[1] (رابطه ۸) به‌دست می‌آیند. ضریب هر بتا، یعنی PR_{W_j} و PR_{η_j} بیانگر قیمت مربوط به عامل‌های ریسک هستند.

$$\begin{bmatrix}\beta_{i,W_j}\\ \beta_{i,\eta_j}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix} E_t\left(\frac{dW_{j,t}}{W_{j,t}}\right)^2 & E_t\left(\frac{dW_t}{W_t}.\frac{d\eta_t}{\eta_t}\right)\\ E_t\left(\frac{dW_t}{W_t}.\frac{d\eta_t}{\eta_t}\right) & E_t\left(\frac{d\eta_{j,t}}{\eta_{j,t}}\right)^2\end{bmatrix}^{-1}.\begin{bmatrix}E_t\left[dR_{it}.\frac{dW_{j,t}}{W_{j,t}}\right]\\ E_t\left[dR_{it}.\frac{d\eta_{j,t}}{\eta_{j,t}}\right]\end{bmatrix} \qquad (۸)$$

معادله (۷)، در حالت زمان-پیوسته نوشته شده است. فرم زمان-گسسته این معادله که در عمل مورد تخمین قرار می‌گیرد، برای هریک از واسطه‌های دولتی ($j = G$) و غیردولتی ($j = N$)، به‌صورت زیر می‌باشد:

$$E_t[R^e_{it}] = \lambda_j + PR_{W_j}\hat{\beta}_{i,W_j} + PR_{\eta_j}\hat{\beta}_{i,\eta_j} + \upsilon_{i,j}, \quad i = 1, \dots, N, \qquad (۹)$$

در این معادله، $E_t[R^e_{it}] = E_t[R_{it} - R_{ft}]$ متوسط مازاد بازدهی دارایی‌ها نسبت به دارایی بدون ریسک در طول دوره مورد مطالعه و λ_j متوسط خطای قیمت‌گذاری مقطعی یا نرخ بتای صفر برای بخش j است.

معادله (۹)، مدل قیمت‌گذاری دارایی مورداستفاده در این پژوهش است. چنانچه این معادله از ویژگی‌های یک مدل قیمت‌گذاری خوب برخوردار باشد، نشان می‌دهد که عامل ریسک سرمایه واسطه قادر به توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی دارایی‌ها در بازار سرمایه ایران است. یک مدل قیمت‌گذاری خوب، مدلی است که عرض از مبدأ آن کوچک و از نظر آماری غیرمعنی‌دار، قیمت‌های ریسک مثبت و از نظر آماری معنی‌دار و خطاهای قیمت‌گذاری نزدیک به صفر باشند[2]. در این شرایط می‌توان ادعا کرد، واسطه‌های مالی نقش سرمایه‌گذار نهایی در بازار بورس را ایفا می‌کنند و رفتار آن‌ها در قیمت‌گذاری دارایی‌ها باید موردتوجه قرار گیرد.

۳-۲- داده‌ها

۳-۲-۱- عامل ریسک سرمایه بخش واسطه (η^{Δ})

منظور از عامل ریسک سرمایه بخش واسطه، $\eta^{\Delta} = \frac{\eta_t - \eta_{t-1}}{\eta_{t-1}}$، نرخ رشد نسبت سرمایه است. نسبت سرمایه (η) به‌صورت نسبت سرمایه به کل دارایی‌ها تعریف می‌شود. برای محاسبه عامل ریسک سرمایه بخش واسطه از اطلاعات ترازنامه‌ای (ارزش دفتری سرمایه و بدهی)، اطلاعات مربوط به سهامداران عمده و قیمت بازاری سهام

1. Multivariate

۲. ایدرین، اتیولا و میور

منتخبی از واسطه‌های مالی استفاده شده است. انتخاب گروهی از واسطه‌های مالی به‌عنوان سرمایه‌گذار نهایی در مدل، گام نخست در محاسبه عامل ریسک سرمایه می‌باشد. در این رساله برای انتخاب واسطه‌های مالی از دو جامعه آماری استفاده شده است. جامعه آماری اول شامل تمامی شرکت‌های سرمایه‌گذاری دولتی پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران و جامعه آماری دوم شامل همه شرکت‌های سرمایه‌گذاری غیردولتی پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران است.

تفکیک شرکت‌های سرمایه‌گذاری به دو دسته دولتی و غیردولتی براساس مالکیت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری آن‌ها انجام شد. مطابق قانون تجارت، شرکت‌های دولتی واحدهای سازمانی هستند که بیش از ۵۰ درصد از سرمایه آن‌ها متعلق به دولت باشد. بر این‌اساس، با مراجعه به فهرست سهامداران عمده شرکت‌های سرمایه‌گذاری در پایان هر فصل، شرکت‌هایی که بیش از ۵۰ درصد سهام آن‌ها در اختیار نهادهای دولتی بوده است در گروه واسطه‌های دولتی و در غیر این صورت در گروه واسطه‌های غیردولتی طبقه‌بندی شده‌اند. فهرست سهامداران عمده شرکت‌های منتخب در طول زمان از پایگاه داده شرکت پردازش اطلاعات مالی مبنا استخراج شده است.

باتوجه به تغییر سهامداران عمده شرکت‌ها در طول زمان، نوع مالکیت آن‌ها نیز می‌تواند تغییر کند. شرکت‌های سرمایه‌گذاری فعال در بازار سرمایه ایران، معمولاً در طول زمان از نوع دولتی به غیردولتی تغییر مالکیت داده‌اند. در این مطالعه قاعده کلی در تفکیک شرکت‌ها به دو دسته دولتی و غیردولتی برای شرکت‌های دارای تغییر مالکیت در طول زمان، مبنا قراردادن آخرین نوع مالکیت شرکت بوده است. به‌عنوان مثال شرکت سرمایه‌گذاری بوعلی از زمان آغاز فعالیت در بورس اوراق بهادار ایران تا انتهای فصل چهارم سال ۱۳۸۹ یک شرکت دولتی و پس از آن غیردولتی بوده است. با هدف استفاده از آخرین داده‌های موجود، شرکت بوعلی در گروه غیردولتی طبقه‌بندی و از داده‌های ۱۳۹۰ف۱ به بعد این شرکت استفاده شده است. بدین ترتیب، تنها شرکت‌هایی در هریک از جامعه‌های آماری اول و دوم وارد شده‌اند که طی دوره زمانی مشخص‌شده تغییر مالکیت نداشته‌اند.

از هر یک از جامعه‌های آماری معرفی‌شده، یک نمونه آماری انتخاب شده است. برای این منظور، شرکت‌هایی که اطلاعات ترازنامه‌ای آن‌ها با تناوب فصلی برای یک دوره حداقل پنج‌ساله منتهی به فصل سوم سال ۱۳۹۷ (حداقل ۲۰ دوره) در پایگاه داده سازمان بورس و اوراق بهادار تهران قابل‌دسترس نبوده و/یا از نظر متغیر قیمت فصلی سهم دارای داده مفقوده بوده‌اند، از جامعه حذف و شرکت‌های باقی‌مانده به‌عنوان اعضای

نمونه انتخاب شده‌اند. بدین‌ترتیب، ۷ شرکت دولتی به‌عنوان نمونه اول و ۱۲ شرکت غیردولتی به‌عنوان نمونه دوم انتخاب شده‌اند. باتوجه‌به اینکه این شرکت‌ها دارای پورتفوهای بزرگ بورسی هستند، به بازارهای مختلف دارایی دسترسی دارند و امکان استقراض در نرخ بهره بدون ریسک برای آن‌ها فراهم است، به‌نظر می‌رسد انتخاب مناسبی برای سرمایه‌گذار نهایی در بازار سرمایه ایران باشند.

برای هریک از شرکت‌های نمونه و گروه‌های متشکل از آن‌ها نرخ رشد نسبت سرمایه (η^{Δ})، مطابق هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷) محاسبه شد. برای این منظور، ابتدا در پایان هر فصل نسبت سرمایه (η) برای شرکت، از تقسیم سرمایه به کل دارایی‌ها (جمع سرمایه و بدهی) و برای گروه، از میانگین موزون نسبت سرمایه شرکت‌های عضو گروه به‌دست آمده است. در محاسبه نسبت سرمایه گروه، وزن هر شرکت برابر با نسبت ارزش بازاری دارایی آن شرکت به مجموع ارزش بازاری دارایی کل شرکت‌های گروه در پایان هر فصل محاسبه و سپس، نرخ رشد نسبت سرمایه برای هر شرکت/گروه به‌عنوان عامل ریسک سرمایه آن شرکت/گروه واسطه‌ای در نظر گرفته شده است. ارزش دفتری سرمایه و بدهی واسطه‌های مالی منتخب نیز با مراجعه به ترازنامه‌های میان‌دوره‌ای واسطه‌ها در پایگاه داده سامانه اطلاع‌رسانی ناشران کدال استخراج شده است.

در جدول (۱) واسطه‌های مالی منتخب و برخی اطلاعات مرتبط آمده است. ستون دوره آغاز، نشان می‌دهد باتوجه‌به عواملی مانند تاریخ تأسیس شرکت، تاریخ پذیرش در سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، افشای صورت‌های مالی در پایگاه داده بورس و قاعده تعیین مالکیت، اطلاعات موردنیاز هر شرکت از چه فصلی موجود بوده است. وزن هر شرکت دولتی/غیردولتی برابر با میانگین نسبت ارزش بازاری دارایی آن شرکت به مجموع ارزش بازاری دارایی کل شرکت‌های دولتی/غیردولتی منتخب طی دوره زمانی مشترک ۹۲ف۴-۹۷ف۳ می‌باشد. در محاسبه متوسط η نیز از داده‌های همین دوره زمانی استفاده شده است. متوسط نسبت سرمایه برای واسطه‌های دولتی و غیردولتی تقریباً یکسان و برابر با ۸۰ درصد است، بنابراین، ساختار دارایی‌های واسطه‌های دولتی و غیردولتی از نظر سهم بدهی و سرمایه نزدیک به یکدیگر بوده است.

۳-۲-۲- عامل ریسک ثروت کل (W^{Δ})

عامل ریسک ثروت کل به‌صورت تفاضل بازدهی پورتفوی بازار و بازدهی بدون ریسک ($W^{\Delta} = R_M - R_f$) تعریف شده است. در محاسبه این عامل، از نرخ رشد شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان بازدهی پورتفوی بازار (R_M) و حداکثر

نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی به‌عنوان بازدهی بدون ریسک (R_f) استفاده شده‌اند.

شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی، به‌ترتیب از پایگاه داده بورس اوراق بهادار تهران و آمارهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج شدند.

جدول ۱. معرفی واسطه‌های مالی منتخب

نوع	اسم شرکت	نماد	دوره آغاز	وزن	میانگین (٪)
دولتی	سرمایه‌گذاری اعتلاء البرز	اعتلا	۹۲ف۴	۲/۷	۸۵/۶
	سرمایه‌گذاری پردیس	پردیس	۸۴ف۴	۴/۳	۹۱/۷
	سرمایه‌گذاری گروه صنایع بهشهر ایران	وصنا	۸۴ف۴	۸/۸	۷۷/۹
	سرمایه‌گذاری توسعه ملی	وتوسم	۸۴ف۴	۳۲/۸	۷۶/۵
	سرمایه‌گذاری سپه	وسپه	۸۴ف۴	۳۰/۵	۷۹/۴
	گسترش سرمایه‌گذاری ایرانیان	وگستر	۸۹ف۳	۳/۶	۶۷/۵
	سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کارکنان	وسکاب	۹۰ف۴	۱۷/۴	۸۴/۴
	متوسط میانگین η برای واسطه‌های دولتی				۸۰/۴
غیردولتی	سرمایه‌گذاری اعتبار ایران	واعتبار	۸۴ف۴	۲/۴	۸۱/۴
	سرمایه‌گذاری بهمن	وبهمن	۸۴ف۴	۸/۵	۸۰/۸
	سرمایه‌گذاری بوعلی	وبوعلی	۹۰ف۱	۴/۰	۸۳/۹
	سرمایه‌گذاری صنعت بیمه	وبیمه	۹۲ف۳	۳/۸	۸۲/۰
	سرمایه‌گذاری تدبیرگران فارس و خوزستان	سدبیر	۹۰ف۴	۰/۵	۸۸/۰
	گروه سرمایه‌گذاری توسعه صنعتی ایران	وتوصا	۸۴ف۴	۷/۶	۶۸/۴
	سرمایه‌گذاری جامی	وجامی	۹۲ف۱	۰/۴	۷۸/۸
	سرمایه‌گذاری خوارزمی	وخارزم	۸۹ف۴	۳۹/۴	۶۹/۴
	سرمایه‌گذاری ساختمان نوین	وثنو	۹۱ف۴	۱/۰	۶۷/۷
	سرمایه‌گذاری ملت	وملت	۸۴ف۴	۱/۸	۷۹/۸
	سرمایه‌گذاری ملی ایران	ونیکی	۸۸ف۴	۳۰/۱	۷۸/۸
	سرمایه‌گذاری وثوق امین	وثوق	۹۱ف۳	۰/۴	۷۷/۴
	متوسط میانگین η برای واسطه‌های غیردولتی				۷۸/۸

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۲-۳- نرخ بازدهی سهام

در این مطالعه، سهام منتخبی از شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران به‌عنوان دارایی‌های مورد آزمون انتخاب شده‌اند. بازدهی سهام این شرکت‌ها مطابق راعی و پویان‌فر (۱۳۹۸) با استفاده از رابطه (۱۰) محاسبه شده است:

$$R_t^i = \frac{(1+a+b)(P_t+D_t)-(P_{t-1}+a(1000))}{P_{t-1}+a(1000)} \qquad (۱۰)$$

در این رابطه، P_t قیمت سهام در پایان دوره t، P_{t-1} قیمت سهام در ابتدای دوره t، D_t سود تقسیمی تخصیصی طی دوره، a درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی و b درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته (سهام جایزه) است. داده‌های مورد نیاز برای محاسبه بازدهی سهام، از پایگاه داده شرکت پردازش اطلاعات مالی مبنا استخراج شده است.

۳-۳- روش تخمین

یکی از روش‌های مرسوم در تخمین معادله (۹) روش قیمت‌گذاری بتا است، که به روش قیمت‌گذاری دومرحله‌ای نیز معروف است[۱]. در این روش، در مرحله نخست بتاها/ریسک‌نماها[۲] برای هر دارایی i، از طریق رگرسیون سری زمانی چندمتغیره (معادله ۱۱) برآورد می‌شوند.

$$R_{it}^e = \alpha + \beta_{iW}W_t^{\Delta} + \beta_{i\eta}\eta_t^{\Delta}, \qquad t = 1, \dots, T, \qquad (۱۱)$$

در این معادله، R_{it}^e بردار مازاد بازدهی دارایی i، W_t^{Δ} عامل ریسک ثروت کل و η_t^{Δ} عامل ریسک سرمایه واسطه است.

در مرحله دوم، میانگین مازاد بازدهی دارایی‌ها بر بتاهای برآوردشده در مرحله اول برازش می‌شود تا ضرایب رگرسیون مقطعی، PR_W و PR_η، که نشان‌دهنده قیمت‌های ریسک هر عامل هستند، استخراج شوند (معادله ۱۲). چنانچه ضریب هر بتا مثبت و به‌طور معناداری مخالف صفر باشد، بدین معنی است که عامل ریسک مربوط به آن بتا توانایی توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی دارایی‌ها را دارد.

$$E_t[R_{it}^e] = PR_0 + PR_W\beta_{iW} + PR_\eta\beta_{i\eta}, \qquad i = 1, \dots, N \qquad (۱۲)$$

---

۱. برای آشنایی دقیق‌تر با این روش به شانکن و ژو (۲۰۰۷) مراجعه شود.

2. Risk exposures

همان‌طورکه شانکن و ژو[1] (۲۰۰۷) اشاره کرده‌اند، تخمین معادله (۱۰) به روش قیمت‌گذاری بتا با مشکل خطا در متغیرها[2] همراه است. این مشکل منجر به برآورد نادرست خطای استاندارد ضرایب رگرسیون مقطعی و نامعتبر شدن آزمون‌های استنباط آماری می‌شود. مسئله دیگر در استفاده از این روش، فرض ضمنی مستقل و یکسان بودن توزیع اجزاء اخلال رگرسیون سری زمانی و مستقل بودن آن‌ها از عوامل ریسک است، که معمولاً هنگام استفاده از داده‌های واقعی نقض می‌شود.

کوکرین (۲۰۰۵)، برای برطرف کردن این مشکل‌ها رویکرد ساده‌ای را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[3] هنسن[4] (۱۹۸۲) پیشنهاد داده است. در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، پارامترهای مدل از حداقل کردن مجموعه شرط‌های گشتاوری برآورد می‌شوند. در رویکرد پیشنهادی کوکرین (۲۰۰۵)، مجموعه گشتاورهای رگرسیون سری زمانی و مقطعی به‌طور همزمان حداقل می‌شوند. بدین ترتیب، مشکل خطا در متغیرها بروز نمی‌کند. از سویی، با توجه به اینکه در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی در اجزاء اخلال و متغیرها هنگام تخمین پارامترها لحاظ می‌شود، استفاده از این روش نیازمند اتخاذ فرض خاصی در مورد توزیع متغیرها و اجزاء اخلال نیست.

برای برآورد مدل (۹) به روش کوکرین (۲۰۰۵)، شرط‌های گشتاوری $g(\theta, X)$ -که تابعی از پارامترها θ، و داده‌ها X، هستند- برای هریک از واسطه‌های دولتی و غیردولتی به‌صورت معادله (۱۳) نوشته می‌شود.

$$g(\theta, X) = E\begin{bmatrix} R_{it}^{e} - \alpha - \beta_{iW} W_t^{\Delta} - \beta_{i\eta} \eta_t^{\Delta} \\ \left(R_{it}^{e} - \alpha - \beta_{iW} W_t^{\Delta} - \beta_{i\eta} \eta_t^{\Delta}\right) W_t^{\Delta} \\ \left(R_{it}^{e} - \alpha - \beta_{iW} W_t^{\Delta} - \beta_{i\eta} \eta_t^{\Delta}\right) \eta_t^{\Delta} \\ E_t[R_{it}^{e}] - PR_{\circ} - PR_W \beta_{iW} - PR_{\eta} \beta_{i\eta} \end{bmatrix}, \qquad (۱۳)$$

تعداد شرط‌های گشتاوری در معادله (۱۳) بیش از تعداد پارامترهای قابل‌تخمین است[5]، که به‌معنای بیش‌ازحد مشخص بودن مدل است. برای تبدیل مدل به حالت دقیقاً

1. Shanken & Zhou
2. Error in Variables Problem (EIV Problem)
3. Generalized Method of Moments (GMM)
4. Hansen
۵. تعداد شرط‌های گشتاوری برابر با $N \times (K + 2)$ و تعداد پارامترها برابر با $N \times (1 + K) + K$ است. N تعداد دارایی‌های مورد آزمون و K تعداد عامل‌های ریسک است.

مشخص، مطابق کوکرین (۲۰۰۵)، ماتریس گشتاوری (معادله ۱۳) در یک مـاتریس وزن a (معادله ۱۴)، ضرب و این حاصلضرب حداقل می‌شود.

$$a = \begin{bmatrix} I_{N(1+K)} & 0 \\ 0 & \gamma' \end{bmatrix}, \qquad (۱۴)$$

برای محاسبه ماتریس وزن a، γ' برابر با $\beta'\Sigma^{-1}$ قرار داده می‌شود. Σ، ماتریس واریانس-کواریانس اجزای خطا در رگرسیون سری زمانی (معادله ۱۱) است. بدین ترتیب، پارامترهای رگرسیون مقطعی برابر با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[1] برآورد خواهند شد[2].

۴- تجزیه و تحلیل داده‌ها

آنچه در ادبیات قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه متداول است، در نظر گرفتن گروهی از واسطه‌های مالی در قالب یک کل، به‌عنوان سرمایه‌گذار نهایی است. در این مطالعه علاوه بر رفتار گروهی واسطه‌ها رفتار تک‌تک واسطه‌ها به‌طور انفرادی نیز بررسی شده است.

برای این منظور از یک فرایند دومرحله‌ای استفاده شده است. در مرحله اول، در یک دوره زمانی مشترک (طولانی‌ترین دوره‌ای که طی آن تمامی شرکت‌های سرمایه‌گذاری منتخب دارای داده باشند: دوره ۹۳ف۱-۹۷ف۳ یا در این مطالعه، دوره کوتاه‌مدت) معادله (۹) با استفاده از عامل ریسک سرمایه (η^{Δ}) تک‌تک واسطه‌های منتخب برآورد و سپس بر اساس نتایج حاصل، گروه‌هایی متشکل از شرکت‌های سرمایه‌گذاری مختلف و انتخاب و معادله (۹) با استفاده از η^{Δ} این گروه‌ها در دوره مشترک کوتاه‌مدت برآورد شده است. در مرحله دوم به‌منظور استفاده از حداکثر داده‌های موجود برای شرکت/گروه‌های منتخب، مدل در دوره زمانی طولانی‌تری (بلندمدت) برآورد می‌شود. برای این دوره با هدف بررسی تعداد بیشتری از شرکت/گروه‌ها، یک بازه از ۸۹ف۱ الی ۹۰ف۱ به‌عنوان آغاز دوره در نظر گرفته شد و نقطه پایان این دوره ۹۷ف۳ است. به‌دلیل عدم دسترسی به اطلاعات ترازنامه‌ای تمام شرکت‌های نمونه در بلندمدت، تعداد شرکت‌ها و به بیان آن تعداد گروه‌های قابل بررسی

1. Generalized Least Square (GLS)

۲. برای توضیحات بیشتر به شانکن (۱۹۸۵) رجوع کنید.

در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت کمتر است. همچنین، با تغییر دوره زمانی تعداد سهام قابل‌بررسی نیز تغییر می‌کند (معمولاً با افزایش دوره زمانی، تعداد سهم‌های قابل‌بررسی کاهش می‌یابد)، بنابراین، در هر دوره زمانی سهام شرکت‌هایی انتخاب شده است که از ابتدا تا انتهای آن دوره در بازار فعال بوده و محاسبه بازدهی فصلی آن‌ها امکان‌پذیر بوده باشد.

۴-۱- مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر واسطه در کوتاه‌مدت

در جدول (۲) آمار توصیفی متغیرهای استفاده‌شده در تخمین معادله (۹) در کوتاه‌مدت ارائه شده است. همان طور که مشخص است، میانگین بازدهی فصلی سهم‌های منتخب طی دوره کوتاه‌مدت، مثبت و برابر با ۶/۸ درصد بوده است. هم‌چنین، مثبت بودن میانه بازدهی سهام حاکی از غلبه جریان افزایش عایدی سهم‌های منتخب نسبت به کاهش عایدی آن‌ها می‌باشد. علامت منفی میانگین و میانه برای عامل ثروت کل، نشان‌دهنده بزرگ‌تر و بیشتر بودن شوک‌های منفی متغیر ثروت کل در مقایسه با شوک‌های مثبت این متغیر طی دوره کوتاه‌مدت است. منفی بودن ضریب چولگی برای این متغیر نیز حاکی از تمرکز شوک‌های ثروت کل حول‌وحوش ارقام بالاتر از میانگین برای این متغیر است.

مطابق جدول (۲) در بخش دولتی، نماد پردیس با قدرمطلق میانگین ۰/۴ و نماد وگستر با قدرمطلق میانگین ۴/۴ به‌ترتیب کمترین و بیشترین میزان شوک در نسبت سرمایه (η^{Δ}) خود را تجربه کرده‌اند. این دو نماد از نظر پراکندگی شوک‌های سرمایه نیز، به‌ترتیب دارای کمترین و بیشترین انحراف معیار در بخش دولتی بوده‌اند. در بخش غیردولتی، نمادهای وبوعلی و وثوق به‌ترتیب با قدرمطلق میانگین ۰/۰ و ۲/۶، کمترین و بیشترین تغییر در نسبت سرمایه را تجربه کرده‌اند. از نظر پراکندگی شوک‌های وارده، نماد وملت کمترین و نماد واعتبار بیشترین انحراف معیار را داشته‌اند.

جدول ۲. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در کوتاه‌مدت

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	کمینه	بیشینه
بازدهی سهام (٪)	۶/۸	۰/۲	۳۱/۲	۴/۱	۳۸/۱	-۶۷/۳	۶۰۰/۰
W^{Δ} (٪)	-۱/۳	-۴/۷	۱۴/۰	۲/۱	۴/۷	-۱۵/۷	۴۱/۶
η^{Δ} دولتی (٪):							
اعتلا	۰/۸	۳/۷	۱۵/۹	-۲۶/۵	-۵۲/۲	-۳۰/۹	۲۶/۹
پردیس	۰/۴	۱/۸	۷/۶	-۳۳/۸	-۳۴/۰	-۱۳/۷	۱۲/۵
وصنا	۱/۵	۱/۵	۹/۰	۱۹/۹	۱۹۹/۴	-۱۹/۰	۲۳/۹
وتوسم	۲/۴	۴/۳	۱۵/۵	-۶۰/۶	۷۰/۷	-۳۱/۵	۳۱/۲
وسپه	۱/۸	۲/۶	۱۳/۰	-۲۶/۱	۱۰۷/۷	-۲۴/۸	۳۰/۷
وگستر	۴/۴	-۰/۵	۲۶/۲	۳۱۸/۵	۱۰۹۹/۷	-۱۵/۳	۱۰۰/۶
وسکاب	۰/۸	۰/۳	۸/۲	۳۴/۱	-۱۱/۱	-۱۳/۱	۱۷/۳
کل دولتی	۱/۲	۴/۳	۸/۷	-۸۸/۸	۶۶/۱	-۱۸/۹	۱۶/۵
η^{Δ} غیردولتی (٪):							
واعتبار	۱/۶	۱/۰	۲۲/۰	۱۴۱/۱	۴۷۸/۰	-۳۹/۷	۶۹/۸
وبهمن	۰/۷	۰/۸	۵/۷	۱۹/۱	۲۳/۵	-۹/۹	۱۲/۸
وبوعلی	۰/۰	-۰/۳	۱۲/۲	۱۲۰/۸	۲۲۹/۶	-۱۶/۸	۳۴/۲
وبیمه	۲/۴	-۱/۶	۱۵/۳	۱۲۸/۱	۱۳۵/۲	-۱۷/۵	۴۱/۰
سدبیر	۰/۶	-۱/۷	۷/۳	۶۸/۷	۵/۵	-۱۰/۱	۱۷/۱
وتوصا	-۲/۰	-۰/۱	۱۶/۶	-۴۹/۸	۴۷/۱	-۳۹/۱	۲۸/۷
وجامی	۲/۴	۱/۱	۶/۵	۷۱/۷	۴۲/۴	-۷/۲	۱۷/۷
وخارزم	-۲/۰	-۳/۶	۸/۰	۸۴/۴	۱۲۵/۶	-۱۶/۷	۱۶/۵
وثنو	-۰/۴	-۰/۲	۷/۷	۳۹/۵	۲۴/۳	-۱۳/۹	۱۶/۱
وملت	-۰/۳	-۱/۱	۴/۱	۱۳۳/۲	۳۶۸/۷	-۷/۳	۱۲/۱
ونیکی	-۰/۴	-۰/۴	۶/۱	-۱۰/۸	۱۴۶/۱	-۱۴/۹	۱۳/۷
وثوق	۲/۶	۰/۱	۲۰/۲	۱۴۹/۰	۳۱۳/۶	-۲۱/۹	۶۱/۴
کل غیردولتی	-۱/۱	-۲/۱	۵/۷	۱۲۶/۶	۳۱۴/۳	-۹/۷	۱۵/۵

توضیح: متغیرهای بازدهی سهام، شوک ثروت کل (W^{Δ}) و شوک سرمایه (η^{Δ}) برحسب درصد هستند. تعداد مشاهدات متغیر بازدهی سهام، برحسب فصل-سهم و برابر با ۶۸۲۱ مشاهده (۳۵۹ سهم طی ۱۹ فصل: ۹۳ف۱-۹۷ف۳) و تعداد مشاهدات سایر متغیرها برابر با تعداد دوره‌ها در کوتاه‌مدت (۱۹ مشاهده) است. آماره‌های محاسبه شده برای کل دولتی و کل غیردولتی به‌ترتیب با استفاده از η^{Δ} گروه شامل کل شرکت‌های دولتی و گروه شامل کل شرکت‌های غیردولتی در دوره کوتاه‌مدت محاسبه شده است.

منبع: یافته‌های تحقیق

مقایسه میانگین شوک‌های سرمایه (η^{Δ}) برای شرکت‌های انفرادی دولتی و غیردولتی در جدول (۲) نشان می‌دهد بخش دولتی به‌طور میانگین با شوک‌های مثبت در نسبت سرمایه و بخش غیردولتی هم با شوک‌های مثبت و هم با شوک‌های منفی مواجه بوده است. با این‌حال، میانگین شوک‌های سرمایه برای کل بخش دولتی، مثبت و برای کل بخش غیردولتی منفی بوده است. قدرمطلق اندازه شوک‌ها نیز در دو بخش دولتی و غیردولتی تقریباً یکسان بوده است. مثبت بودن میانه عامل سرمایه برای کل بخش دولتی در مقایسه با منفی بودن آن برای کل بخش غیردولتی نشان می‌دهد. صرف‌نظر از اندازه شوک‌ها بخش دولتی با تعداد شوک‌های مثبت بیشتری در مقایسه با بخش غیردولتی مواجه شده است.

در جدول (۳) نتایج برآورد معادله (۹) برای واسطه‌های دولتی و غیردولتی انفرادی در دوره ۹۳ف۱-۹۷ف۳ با استفاده از بازدهی ۳۵۹ سهم ارائه شده است. همان‌طورکه مشخص است، قیمت بتای عامل سرمایه هیچ‌یک از شرکت‌های دولتی معنادار نیست. بنابراین، شوک‌های سرمایه واسطه‌های دولتی تأثیری بر قیمت سهام در بازار سرمایه ایران ندارد و رفتار این شرکت‌ها منطبق بر مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه نیست.

از میان شرکت‌های غیردولتی، قیمت ریسک عامل سرمایه سه شرکت وبهمن، وثنو و ونیکی، مثبت و در سطح ۱ درصد معنادار بوده‌اند، بدین معنی که در ۹۹ درصد از نمونه‌گیری‌های تکراری، به‌ترتیب در فاصله‌های (۱/۵۹۷-۱/۵۹۵)، (۲/۶۶۱-۲/۶۵۸) و (۳/۶۵۳-۳/۶۴۹) درصد قرار داشته‌اند. هم‌چنین، قیمت ریسک عامل سرمایه شرکت‌های وتوصا و وملت مثبت و معنادار در سطح ۵ درصد و قیمت ریسک عامل سرمایه شرکت وخارزم مثبت و معنادار در سطح ۱۰ درصد است. بنابراین، عامل ریسک سرمایه این شرکت‌ها قادر به توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی سهام در بازار سرمایه ایران است. عامل ریسک سرمایه این شرکت‌ها از ۱/۱۶ درصد (فاصله ۱/۱۶۱-۱/۱۵۹ درصد با اطمینان ۹۵ درصد) برای شرکت وملت تا ۷/۶۲ درصد (فاصله ۷/۶۱۹-۷/۶۱۱ درصد با اطمینان ۹۵ درصد) برای شرکت وتوصا قیمت‌گذاری شده است. اندازه قیمت ریسک برای هر شرکت نشان می‌دهد یک واحد تغییر در حساسیت سهم‌ها نسبت به شوک سرمایه آن شرکت، به‌طور میانگین با چه میزان اختلاف در بازدهی سهم همراه است. به‌عنوان‌مثال، در ۹۵ درصد از نمونه‌گیری‌های تکراری یک واحد افزایش در حساسیت بازدهی سهم نوعی i نسبت به شوک سرمایه شرکت وملت، با افزایش بازدهی فصلی آن سهم به میزان ۱/۱۵۹ الی ۱/۱۶۱ درصد همراه بوده است (با فرض ثبات سایر شرایط).

بیشتر بودن قیمت عامل سرمایه یک واسطه نسبت به واسطه دیگر نشان می‌دهد، تغییر در حساسیت سهم‌ها نسبت به شوک‌های سرمایه واسطه اول در مقایسه با حساسیت نسبت به شوک‌های سرمایه واسطه دوم، به‌طور میانگین سبب تغییر بیشتری در مازاد بازدهی می‌شود.

قیمت بتای عامل سرمایه برای دیگر شرکت‌های غیردولتی غیرمعنادار و در برخی موارد منفی بوده که با نظریه قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه ناسازگار است.

قیمت عامل ثروت کل، صرف‌نظر از اینکه عامل سرمایه کدام شرکت واسطه اعم از دولتی یا غیردولتی (به‌غیر از شرکت وسکاب) در تخمین مدل شود، مثبت و معنادار برآورد شده است. کمترین قیمت برآوردی برای ریسک عامل ثروت کل مربوط به شرکت غیردولتی سدبیر بوده است که در ۹۹ درصد از نمونه‌گیری‌های تکراری در فاصله (۴/۶۰۲-۴/۵۹۷) درصد برآورد شده است. همچنین، بیشترین قیمت ریسک برآوردی برای این عامل مربوط به شرکت دولتی وتوسم بوده که در ۹۵ درصد از نمونه‌گیری‌های تکراری در فاصله (۱۰/۳۴۶-۱۰/۳۳۵) قرار داشته است. مثبت و معنادار بودن قیمت ریسک عامل ثروت کل حاکی از تأثیر ریسک اقتصاد کلان بر قیمت‌گذاری دارایی‌هاست. به‌طور میانگین، قیمت عامل ثروت کل بزرگ‌تر از قیمت عامل سرمایه است، بنابراین، تغییر حساسیت بازدهی سهام نسبت به شوک‌های اقتصاد کلان در مقایسه با شوک‌های سرمایه شرکت‌های واسطه، به‌طور میانگین سبب تغییر بیشتری در مازاد بازدهی فصلی سهام می‌شود.

عرض از مبدأ در برخی از مدل‌ها معنادار و در برخی غیرمعنادار بوده است. عرض از مبدأ نشان‌دهنده مازاد بازدهی در شرایط عدم وجود ریسک سرمایه واسطه و ریسک ثروت کل است. به‌طور منطقی زمانی که ریسکی وجود ندارد، بازدهی دارایی باید معادل بازدهی بدون ریسک، یا مازاد بازدهی باید صفر باشد. بنابراین، معناداری عرض‌ازمبدأ نشان دهنده وجود عامل‌های اثرگذار دیگر (به‌غیر از عامل ریسک سرمایه و ریسک ثروت کل) بر متوسط بازدهی سهام است که در این مدل لحاظ نشده است. با این حال، باتوجه به تمرکز این مطالعه بر نقش بخش واسطه می‌توان چنین نتیجه گرفت که شوک‌های سرمایه این بخش قادر به توضیح بخشی از تفاوت‌های مقطعی بازدهی فصلی سهام در بازار سرمایه ایران است هرچند نمی‌تواند تمام تغییرات مشاهده شده را توضیح دهد.

جدول ۳. مدل قیمت‌گذاری مقطعی (شرکت‌های انفرادی، دوره کوتاه‌مدت)

نماد	عرض‌ازمبدأ	آماره t	ثروت کل	آماره t	سرمایه	آماره t	MAPE
دولتی							
اعتلا	-۷/۸۸*	-۱/۸۵	۷/۹۷ **	۲/۳۷	-۴/۱۷	۰/۹۳	۵/۰۸
پردیس	-۷/۵۹*	-۱/۷۶	۸/۰۰*	۱/۹۲	۳/۳۱	۱/۰۳	۴/۸۹
وصنا	-۷/۶۹	-۱/۳۷	۷/۸۸ *	۱/۶۸	۲/۳۱	۰/۸۰	۴/۹۰
وتوسم	-۹/۸۳ ***	-۲/۶۵	۱۰/۳۴ **	۲/۵۳	۹/۷۴	۱/۴۰	۵/۴۸
وسپه	-۸/۲۹***	-۴/۱۶	۹/۲۵ ***	۴/۲۳	۳/۰۲	۰/۷۷	۵/۲۹
وگستر	-۴/۵۴	-۱/۴۹	۵/۶۲ ***	۲/۸۷	-۶/۲۴	-۰/۴۷	۴/۳۸
وسکاب	-۶/۰۷	-۱/۰۸	۶/۲۵	۱/۴۴	-۲/۱۸	-۰/۵۹	۴/۴۸
غیردولتی							
واعتبار	-۵/۲۸	-۱/۶۱	۴/۵۴**	۲/۱۲	۶/۸۲	۱/۵۴	۴/۴۱
وبهمن	-۶/۸۰***	-۵/۱۷	۶/۶۱***	۵/۷۵	۱/۶۰***	۲/۶۷	۴/۶۲
وبوعلی	-۹/۴۳ **	-۲/۴۵	۹/۰۳ **	۲/۵۲	-۲/۸۶	-۰/۹۶	۵/۵۵
وبیمه	-۶/۰۷	-۱/۲۴	۶/۱۳ *	۱/۸۰	۵/۱۷	۱/۶۱	۴/۶۲
سدبیر	-۳/۹۳***	-۲/۸۸	۴/۶۰***	۵/۰۹	۱/۹۳	۱/۵۴	۴/۱۴
وتوصا	-۵/۵۱	-۱/۲۵	۵/۹۶ *	۱/۹۶	۷/۶۲**	۲/۰۶	۴/۴۵
وجامی	-۵/۵۹	-۱/۱۸	۶/۰۹*	۱/۹۰	-۰/۳۱	-۰/۱۶	۴/۴۳
وخارزم	-۵/۸۲***	-۲/۶۶	۶/۲۴ ***	۴/۹۸	۳/۵۳*	۱/۸۷	۴/۶۰
وثنو	-۶/۱۲**	-۲/۲۴	۶/۳۵ ***	۲/۹۹	۲/۶۶***	۵/۰۱	۴/۵۶
وملت	-۳/۷۳	-۱/۵۶	۴/۶۳ **	۲/۴۴	۱/۱۶**	۲/۰۰	۴/۳۳
ونیکی	-۵/۷۵*	-۱/۸۲	۷/۳۰**	۲/۳۸	۳/۶۵***	۲/۶۸	۴/۷۹
وثوق	-۷/۲۰***	-۲/۹۱	۷/۴۶ ***	۳/۶۶	-۲/۱۰	-۰/۴۱	۴/۷۲

توضیح: در برآورد نتایج هر سطر، از عامل ریسک سرمایه (η^{Δ}) شرکت ذکرشده در آن سطر استفاده شده است. علامت‌های (***)، (**) و (*) به‌ترتیب نشانگر معناداری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق

به‌منظور مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل‌ها در جدول (۳) از معیار میانگین قدرمطلق خطای قیمت‌گذاری[1] استفاده شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، میانگین

1. Mean Absolut Pricing Error (MAPE)

قدرمطلق خطای قیمت‌گذاری فصلی برای مدل‌های برآورد شده بین ۴/۱۴ تا ۵/۵۵ درصد بوده است. گرچه این مقادیر بزرگ‌تر از مقدار برآورد شده برای مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه در مطالعات خارجی است، اما از مقادیر برآورد شده برای مدل‌های قیمت‌گذاری مرسوم در مطالعات داخلی کوچک‌تر می‌باشد[۱].

به‌منظور بررسی رفتار گروهی واسطه‌ها به‌عنوان سرمایه‌گذار نهایی در بازار سرمایه ایران و نظر به اینکه در مطالعات پیشین تنها رفتار گروهی واسطه‌ها مطالعه شده است، سه گروه دولتی و شش گروه غیردولتی به شرح قسمت الف جدول (۴) انتخاب شده‌اند[۲]. در قسمت ب جدول (۴) آماره‌های توصیفی متغیر η^{Δ} برای گروه‌های منتخب ارائه شده است. همان‌طورکه مشخص است، میانگین و میانه این متغیر برای گروه‌های دولتی مثبت و برای گروه‌های غیردولتی منفی است (به‌استثنای میانه گروه سوم). این موضوع نشان‌دهنده بیشتر بودن تعداد و اندازه شوک‌های منفی سرمایه برای بخش غیردولتی نسبت به دولتی است. منفی بودن علامت چولگی برای گروه‌های دولتی در برابر مثبت بودن آن برای بیشتر گروه‌های غیردولتی نیز حاکی از تمرکز شوک‌های نسبت سرمایه گروه‌های دولتی حول‌وحوش ارقام بالاتر از میانگین و تمرکز شوک‌های نسبت سرمایه گروه‌های غیردولتی حول‌وحوش ارقام پایین‌تر از میانگین می‌باشد.

نتایج برآورد معادله (۹) طی دوره کوتاه‌مدت با استفاده از عامل سرمایه هر یک از گروه‌های منتخب در جدول (۵) ارائه شده است. گروه اول دولتی شامل کل شرکت‌های دولتی و گروه دوم شامل پنج شرکت دارای داده در بلندمدت است. مطابق جدول (۵)، قیمت عامل سرمایه گروه‌های منتخب دولتی همانند شرکت‌های دولتی انفرادی غیرمعنادار است. می‌توان گفت، طی دوره موردبررسی رفتار واسطه‌های دولتی، چه به‌صورت انفرادی و چه در قالب گروه، با نظریه قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه ناسازگار بوده است.

---

۱. به‌عنوان مثال نگاه کنید به مقدار MAPE فصلی در مطالعه هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷)، ایدرین، اتیولا و میور (۲۰۱۴)، صالحی و هاشمی بلمیری (۱۳۹۷) و جعفری، فاروجی و احمدوند (۱۳۹۲). مقدار MAPE برحسب دوره زمانی متفاوت خواهد بود، بنابراین برای تبدیل MAPE روزانه و ماهانه به فصلی، باید مقادیر MAPE روزانه و ماهانه به‌ترتیب در تعداد روزها و تعداد ماه‌های فصل ضرب شود.

۲. از ترکیب ۷ واسطه دولتی، ۱۲۷ گروه و از ترکیب ۱۲ واسطه غیردولتی، ۴۰۹۵ گروه قابل تشکیل است.

گروه اول غیردولتی شامل کل شرکت‌های غیردولتی است. مثبت و معنادار بودن قیمت عامل سرمایه این گروه نشان می‌دهد، هرچند مطابق نتایج جدول (۳) رفتار برخی از واسطه‌های غیردولتی با نظریه قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه ناسازگار است، اما رفتار مجموع این واسطه‌ها به‌عنوان یک کل طی دوره کوتاه‌مدت با این نظریه سازگار بوده است، به‌طوری‌که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، یک واحد افزایش در حساسیت مازاد بازدهی سهم نوعی i نسبت به شوک‌های سرمایه کل بخش غیردولتی با تغییر بازدهی فصلی سهام به میزان ۳/۱۵۶ الی ۳/۱۵۹ درصد همراه بوده است. بنابراین، شوک‌های سرمایه بخش واسطه غیردولتی قادر به توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی سهام در بازار سرمایه ایران است. گروه دوم غیردولتی با هدف بررسی تأثیر حذف شرکت‌های انفرادی با قیمت ریسک سرمایه، مثبت و معنادار در سطوح ۵ درصد و کمتر بر نتایج گروه اول انتخاب شده است. مثبت و معنادار بودن قیمت ریسک سرمایه این گروه نشان می‌دهد، رفتار گروهی واسطه‌های غیردولتی -حتی در شرایط ناسازگاری رفتار تک‌تک اعضای گروه با مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه- با این نظریه سازگار بوده است. قیمت ریسک عامل سرمایه این گروه در سطح اطمینان ۹۹ درصد در فاصله (۲/۴۸۳-۲/۴۸۰) درصد برآورد شده است. با برآورد مدل برای گروه سوم، تأثیر دو شرکت وخارزم و ونیکی – به‌عنوان دو شرکت دارای قیمت بتای سرمایه مثبت و معنادار که در محاسبه عامل ریسک سرمایه گروه اول بیشترین وزن را دارند- بر نتایج گروه اول بررسی شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، حذف این دو شرکت تغییری در معناداری مدل ایجاد نکرده و شوک‌های سرمایه گروه سوم نیز بر تفاوت‌های مقطعی بازدهی سهام موثر است. قیمت ریسک عامل سرمایه این گروه نیز با اطمینان ۹۹ درصد در فاصله (۲/۹۳۰-۲/۹۲۷) درصد برآورد شده است. گروه‌های چهارم و پنجم با هدف بررسی نتایج در بلندمدت انتخاب شده‌اند. همان طور که مشخص است، قیمت ریسک سرمایه این دو گروه نیز مثبت و معنادار بوده است.

جدول ۴. معرفی گروه‌های منتخب و آمارهای توصیفی متغیر η^{Δ}

قسمت الف: معرفی گروه‌های منتخب		
نوع	گروه	وجه مشخصه
دولتی	گروه ۱	کل شرکت‌ها
	گروه ۲	شرکت‌های دارای داده در بلندمدت (آغاز از ۸۹ف۴)
غیردولتی	گروه ۱	کل شرکت‌ها
	گروه ۲	کل شرکت‌ها به‌غیر از شرکت‌های دارای قیمت سرمایه مثبت و معنادار در سطوح کمتر و برابر با ۵٪
	گروه ۳	کل شرکت‌ها به‌غیر از وخارزم و ونیکی
	گروه ۴	ترکیب شرکت‌های دارای داده در بلندمدت (آغاز از ۸۹ف۱)
	گروه ۵	ترکیب شرکت‌های دارای داده در بلندمدت (آغاز از ۹۰ف۱)

قسمت ب: آماره‌های توصیفی گروه‌های منتخب برای متغیر η^{Δ} (٪)

نوع	گروه	تعداد	میانگین	میانه	انحراف‌معیار	چولگی	کشیدگی	کمینه	بیشینه
دولتی	گروه ۱	۱۹	۱/۲	۴/۳	۸/۷	-۸۸/۸	۶۶/۱	-۱۸/۹	۱۶/۵
	گروه ۲	۱۹	۱/۵	۵/۴	۱۰/۱	-۱۰۶/۸	۹۵/۵	-۲۳/۶	۱۸/۲
غیردولتی	گروه ۱	۱۹	-۱/۱	-۲/۱	۵/۷	۱۲۶/۶	۳۱۴/۳	-۹/۷	۱۵/۵
	گروه ۲	۱۹	-۱/۳	-۱/۳	۷/۳	۶۲/۲	۱۳/۵	-۱۳/۲	۱۳/۱
	گروه ۳	۱۹	-۰/۵	۰/۳	۶/۸	-۱۳/۹	۱۰۱/۴	-۱۵/۷	۱۳/۵
	گروه ۴	۱۹	-۰/۷	-۱/۰	۶/۹	۵/۳	۱۷۷/۰	-۱۴/۳	۱۶/۴
	گروه ۵	۱۹	-۱/۳	-۲/۳	۶/۱	۱۳۷/۲	۳۷۲/۶	-۱۰/۳	۱۶/۹

منبع : یافته‌های تحقیق

جدول ۵: مدل قیمت‌گذاری مقطعی (گروه‌های منتخب، دوره کوتاه‌مدت)

نوع	گروه	عرض از مبدا	آماره t	ثروت کل	آماره t	سرمایه	آماره t	MAPE
دولتی	گروه ۱	-۱۰/۸۵***	-۳/۸۷	۱۱/۱۱***	۲/۸۵	۵/۰۶	۱/۱۵	۵/۷۶
	گروه ۲	-۱۱/۵۲***	-۳/۶۵	۱۱/۶۱***	۳/۰۰	۶/۳۶	۱/۲۹	۵/۹۴
غیردولتی	گروه ۱	-۷/۲۹**	-۲/۴۰	۶/۹۴***	۳/۴۴	۳/۱۶**	۱/۹۹	۴/۸۳
	گروه ۲	-۵/۷۰**	-۲/۳۲	۶/۰۸***	۳/۴۸	۲/۴۸***	۳/۱۸	۴/۵۱
	گروه ۳	-۵/۳۰***	-۳/۸۷	۵/۳۱***	۵/۷۸	۲/۹۳***	۵/۷۷	۴/۴۴
	گروه ۴	-۸/۸۷***	-۴/۷۸	۷/۸۸***	۵/۰۴	۴/۵۹***	۵/۲۱	۵/۱۱
	گروه ۵	-۷/۴۱**	-۲/۱۸	۷/۱۰***	۲/۸۹	۳/۴۸*	۱/۸۰	۴/۸۸

توضیح: علامت‌های (***)، (**) و (*) به‌ترتیب نشانگر معناداری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۵)، قیمت ریسک ثروت کل در تمام مدل‌های برآورد شده، مثبت و معنادار در سطح ۱ درصد بوده است. این موضوع نشان‌دهنده اثرگذاری شوک‌های اقتصاد کلان بر بازدهی مقطعی سهام در کوتاه‌مدت می‌باشد. همچنین، عرض‌ازمبدأ تمام مدل‌ها منفی و معنی‌دار در سطوح ۱ درصد و ۵ درصد بوده، که نشان‌دهنده وجود عامل(های) اثرگذار دیگر به‌غیر از عامل ریسک ثروت کل و ریسک سرمایه می‌باشد.

مطابق این جدول، برای گروه‌های غیردولتی، اندازه قیمت ریسک سرمایه از فاصله (۲/۴۸۳-۲/۴۸۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد، برای گروه دوم تا فاصله (۴/۵۹۱-۴/۵۸۶) در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای گروه چهارم برآورد شده است. همچنین، اندازه قیمت ریسک ثروت کل در سطح اطمینان ۹۹ درصد از فاصله (۵/۳۱۶-۵/۳۱۰) درصد برای گروه سوم تا فاصله (۷/۶۶۰-۷/۶۵۲) درصد برای گروه چهارم متغیر بوده است. به‌طور میانگین قیمت ریسک ثروت کل از قیمت ریسک سرمایه بیشتر است که نشان می‌دهد عامل ریسک ثروت کل، نسبت به عامل ریسک سرمایه واسطه، بخش بیشتری از پراکندگی بازدهی سهام را توضیح داده است.

۴-۲- مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه در بلندمدت

در جدول (۶)، آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در تخمین مدل (۸) در بلندمدت ارائه شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، میانگین و میانه بازده‌های فصلی سهام در دوره‌های منتخب مثبت بوده است. افزون بر این، مقادیر میانگین، میانه و انحراف معیار بازدهی سهام با کوتاه‌تر شدن دوره زمانی کاهش یافته است. هم‌چنین، میانگین عامل ثروت کل (W^{Δ}) طی دوره‌های منتخب، مثبت و میانه این عامل منفی می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد، اگرچه در بلندمدت تعداد شوک‌های منفی اقتصاد بیشتر از شوک‌های مثبت بوده، اما اندازه شوک‌های مثبت بزرگ‌تر از شوک‌های منفی بوده است.

کوچک‌تر بودن میانگین و میانه عامل سرمایه (η^{Δ}) برای کل شرکت‌های غیردولتی (گروه ۴ و گروه ۵ غیردولتی) نسبت به کل شرکت‌های دولتی (گروه ۲ دولتی) نشان می‌دهد، همانند کوتاه‌مدت بخش واسطه غیردولتی از نظر اندازه و تعداد با شوک‌های منفی سرمایه بیشتری نسبت به بخش دولتی مواجه شده است. هم‌چنین، مقادیر انحراف معیار برای دسته‌های انفرادی و گروهی دولتی در مقایسه با دسته‌های انفرادی و

گروهی غیردولتی نشان می‌دهد، شوک‌های فصلی واردشده به دسته‌های دولتی (اعم از انفرادی و گروهی) پراکندگی بیشتری نسبت به شوک‌های واردشده به دسته‌های غیردولتی داشته است.

نتایج برآورد معادله (۹) در دوره بلندمدت در جدول (۷) ارائه شده است. ستون دوم این جدول نشان‌دهنده نقطه آغاز دوره برای هر شرکت/گروه است. باتوجه‌به متفاوت بودن نقاط شروع داده برای شرکت‌ها، سه دوره ۸۹ف۱-۹۷ف۳، ۸۹ف۴-۹۷ف۳ و ۹۰ف۱-۹۷ف۳، به‌عنوان بلندمدت تعریف شده است. به‌دلیل تفاوت در تعداد دوره‌ها، تعداد سهام قابل‌بررسی در هر دوره نیز متفاوت و به‌ترتیب برابر با ۲۱۹، ۲۳۳ و ۲۳۶ سهم می‌باشد.

همان طور که مشخص است، در بلندمدت نیز همانند کوتاه‌مدت قیمت ریسک سرمایه برای بیشتر شرکت/گروه‌های دولتی غیرمعنادار یا درصورت معناداری، منفی بوده است. از سوی دیگر، این قیمت برای بیشتر شرکت/گروه‌های غیردولتی، مثبت و در سطوح ۱ تا ۱۰ درصد معنادار برآورد شده است. به‌عنوان مثال، قیمت ریسک عامل سرمایه گروه چهارم غیردولتی به‌عنوان گروه شامل تمامی شرکت‌های غیردولتی قابل بررسی در دوره بلندمدت (۸۹ف۱ الی ۹۷ف۳)، مخالف صفر و در ۹۵ درصد از نمونه‌گیری‌های تکراری در فاصله (۰/۷۳۸-۰/۷۳۷) درصد برآورد شده است. مثبت و معنادار بودن قیمت ریسک سرمایه بیشتر واسطه‌های غیردولتی در برابر معنادار نبودن یا منفی و معنادار بودن قیمت ریسک سرمایه بیشتر واسطه‌های دولتی حاکی از عدم توانایی عامل سرمایه واسطه‌های دولتی و توانایی عامل سرمایه واسطه‌های غیردولتی در توضیح تفاوت‌های مقطعی بازدهی سهام در بلندمدت است.

ریسک ثروت کل در بلندمدت صرف‌نظر از اینکه عامل سرمایه کدام شرکت/گروه، اعم از دولتی یا غیردولتی، در تخمین مدل استفاده شود، مثبت و معنادار در سطح ۱ درصد قیمت‌گذاری شده است (به‌غیر از شرکت وسپه).

مقدار قیمت ریسک سرمایه و قیمت ریسک ثروت کل برای شرکت/گروه‌های معنادار، در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت کاهش یافته، که نشان‌دهنده تأثیر کمتر شوک‌های سرمایه و اقتصاد کلان بر تفاوت‌های بازدهی مقطعی در دوره بلندمدت است.

جدول ۶. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در بلندمدت

متغیر	آغاز	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	کمینه	بیشینه
بازدهی سهام (٪)	۸۹ف۱	۷۶۶۵	۱۰/۵	۲/۲	۳۲/۹	۳/۴	۲۷/۲	-۵۴/۹	۶۰۰/۰
	۸۹ف۴	۷۴۵۶	۱۰/۲	۱/۷	۳۳/۴	۳/۴	۲۶/۷	-۵۵/۹	۶۰۰/۰
	۹۰ف۱	۷۳۱۶	۹/۹	۱/۵	۳۳/۱	۳/۳	۲۶/۴	-۵۴/۹	۶۰۰/۰
W^{Δ} (٪)	۸۹ف۱	۳۵	۳/۸	-۱/۶	۱۵/۷	۰/۹	-۰/۲	-۱۵/۷	۴۱/۶
	۸۹ف۴	۳۲	۳/۰	-۲/۰	۱۵/۷	۱/۱	۰/۲	-۱۵/۷	۴۱/۶
	۹۰ف۱	۳۱	۲/۳	۲/۵	۱۵/۴	۱/۲	۰/۶	-۱۵/۷	۴۱/۶
η^{Δ} دولتی									
پردیس	۸۹ف۱	۳۵	۱/۰	۱/۶	۷/۷	-۵۶/۶	۱۰۷/۵	-۲۰/۵	۱۵/۹
وصنا	۸۹ف۱	۳۵	۱/۶	۱/۵	۱۰/۴	-۱۵/۷	-۲/۰	-۲۲/۹	۲۳/۹
وتوسم	۸۹ف۱	۳۵	۱/۰	۲/۰	۱۲/۶	-۴۵/۰	۱۲۶/۹	-۳۱/۵	۳۱/۲
وسپه	۸۹ف۱	۳۵	۲/۱	۳/۹	۱۳/۴	۴۱/۵	۲۱۵/۹	-۲۴/۸	۴۲/۸
وگستر	۸۹ف۴	۳۲	۲/۹	-۱/۵	۲۱/۸	۳۲۰/۴	۱۳۱۲/۵	-۲۲/۶	۱۰۰/۶
گروه ۲	۸۹ف۴	۳۲	۰/۹	۱/۹	۹/۸	-۴۳/۱	۵۴/۲	-۲۳/۶	۲۲/۴
η^{Δ}									
واعتبار	۸۹ف۱	۳۵	۱/۹	۱/۵	۱۶/۸	۱۵۱/۴	۷۶۶/۷	-۳۹/۷	۶۹/۸
وبهمن	۸۹ف۱	۳۵	۰/۵	۰/۷	۸/۲	۶/۲	۵/۴	-۱۶/۸	۱۹/۶
وتوصا	۸۹ف۱	۳۵	۲/۳	۲/۶	۱۹/۱	۱۱۵/۷	۵۱۰/۱	-۳۹/۱	۷۳/۶
وخارزم	۹۰ف۱	۳۱	-۰/۹	۱-/۱	۷/۷	۲۵/۸	۳۶/۳	-۱۶/۷	۱۶/۵
وملت	۸۹ف۱	۳۵	۰/۰	-۰/۷	۴/۹	۶۵/۷	۱۵/۰	-۷/۸	۱۲/۱
ونیکی	۸۹ف۱	۳۵	۰/۵	۱/۰	۶/۳	-۱۳/۴	۴۶/۷	-۱۴/۹	۱۳/۹
گروه ۴	۸۹ف۱	۳۵	۰/۶	۰/۶	۶/۶	-۰/۵	۵۹/۴	-۱۴/۳	۱۶/۴
گروه ۵	۹۰ف۱	۳۱	-۰/۲	-۱/۵	۵/۶	۸۱/۲	۱۶۰/۰	-۱۰/۳	۱۶/۹

توضیح: متغیرهای بازدهی سهام، شوک ثروت کل (W^{Δ}) و شوک سرمایه (η^{Δ}) برحسب درصد هستند. تعداد مشاهدات بازدهی سهام برحسب فصل- سهم محاسبه شده است. در دوره بلندمدت با آغاز از ۸۹ف۱، ۸۹ف۴ و ۹۰ف۱، به‌ترتیب ۲۱۹ سهم در ۳۵ فصل، ۲۳۳ سهم در ۳۲ فصل و ۲۳۶ سهم در ۳۱ فصل انتخاب شد و تعداد مشاهدات W^{Δ} و η^{Δ} برحسب تعداد فصل است.

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۷. مدل قیمت‌گذاری مقطعی (شرکت/گروه‌های منتخب، دوره بلندمدت)

نماد/گروه	عرض‌ازمبدا	آماره t	ثروت	آماره t	سرمایه	آماره t	MAPE	آغاز
دولتی								
پردیس	۰/۹۸	۱/۱۴	۳/۹۱***	۳/۹۰	۱/۵۲*	۱/۸۵	۲/۶۹	۱ف۸۹
وصنا	۲/۴۴***	۴/۷۳	۲/۶۷***	۶/۴۲	۰/۱۵	۰/۳۵	۲/۷۰	۱ف۸۹
وتوسم	۱/۹۴***	۳/۳۰	۳/۰۵***	۴/۵۳	-۰/۸۹	-۱/۱۵	۲/۷۵	۱ف۸۹
وسپه	۵/۴۱***	۵/۰۹	۰/۲۶	۰/۳۰	-۳/۷۱***	-۴/۴۰	۲/۹۵	۱ف۸۹
وگستر	۱/۷۷***	۴/۴۸	۳/۱۸***	۶/۱۲	۱/۹۰	۱/۰۹	۲/۷۹	۴ف۸۹
گروه ۲	۳/۰۵***	۶/۰۴	۲/۳۹***	۵/۱۶	-۰/۷۱*	-۱/۹۱	۲/۸۱	۴ف۸۹
غیردولتی								
واعتبار	۱/۸۵***	۴/۰۰	۳/۱۴***	۶/۸۲	-۰/۱۳	-۰/۳۰	۲/۷۲	۱ف۸۹
وبهمن	۳/۵۸***	۲/۷۸	۲/۳۹***	۲/۷۱	-۱/۷۷***	-۳/۳۳	۲/۸۳	۱ف۸۹
وتوصا	۱/۸۷***	۳/۶۲	۳/۱۴***	۶/۱۶	۵/۸۶***	۲/۶۹	۲/۷۶	۱ف۸۹
وخارزم	۲/۷۰***	۷/۱۲	۱/۹۴***	۵/۰۱	۱/۲۵***	۳/۰۹	۲/۸۰	۱ف۹۰
وملت	۲/۸۴***	۸/۱۹	۲/۳۰***	۷/۶۰	۰/۳۵**	۲/۴۱	۲/۶۴	۱ف۸۹
ونیکی	۲/۱۸***	۶/۸۴	۲/۱۸***	۸/۰۲	۱/۰۳***	۳/۹۷	۲/۷۸	۱ف۸۹
گروه ۴	۱/۶۹***	۲/۹۵	۳/۲۰***	۶/۲۵	۰/۷۴**	۲/۲۴	۲/۷۶	۱ف۸۹
گروه ۵	۲/۸۱***	۱۱/۲۷	۱/۵۲***	۶/۵۱	۰/۲۷*	۱/۸۲	۲/۷۷	۱ف۹۰

توضیح: علامت‌های (***)، (**) و (*) به‌ترتیب نشانگر معناداری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق

یکی از تفاوت‌های قابل‌توجه در نتایج کوتاه‌مدت (جدول ۳ و ۵) و بلندمدت (جدول ۷)، علامت عرض‌ازمبدأ مدل است که از منفی در کوتاه‌مدت به مثبت در بلندمدت تغییر یافته است. همان طور که پیش از این گفته شد، معناداری عرض از مبدأ نشان‌دهنده وجود عوامل اثرگذار دیگر به‌غیر از عامل ثروت کل و عامل سرمایه است که در مدل وارد نشده‌اند.

شاخص میانگین قدرمطلق خطای قیمت‌گذاری مدل‌ها در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت کوچک‌تر بوده، که نشان‌دهنده قدرت پیش‌بینی بیشتر مدل‌ها در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت می‌باشد.

تفاوت در نتایج حاصل برای واسطه‌های دولتی و غیردولتی نشانگر تفاوت در رفتار این دو گروه در مواجهه با شوک‌های سرمایه است. مثبت و معنادار بودن قیمت عامل سرمایه بخش غیردولتی بدین معنی است که اگر یک واسطه غیردولتی انتظار کاهش در نسبت سرمایه خود را داشته باشد، با هدف حداکثر کردن ثروت شرکت اقدام به فروش سهم‌هایی می‌کند که در شرایط پایین‌بودن نسبت سرمایه، ریسک بیشتر (بازدهی کمتری) دارند و سهم‌هایی را خریداری می‌کند که در این شرایط ریسک کمتر (بازدهی بالاتری) دارند. درحقیقت، واسطه‌های غیردولتی به‌دلیل گریزان بودن از شرایط ریسکی به‌گونه‌ای به داد و ستد سهام می‌پردازند که با شرایط ریسکی مواجه نشوند. از سوی دیگر، غیرمعنادار بودن قیمت عامل سرمایه واسطه‌های دولتی بدین معنی است که این واسطه‌ها درصورت پیش‌بینی کاهش نسبت سرمایه خود، به‌طور متناسب اقدام به خرید و فروش دارایی‌ها نمی‌کنند. گویی از مواجهه با این شرایط ریسکی گریزان نیستند و تصمیم‌های خود را با هدفی غیر از حداکثر کردن ثروت شرکت اتخاذ می‌کنند. بنابراین، مثبت و معنادار بودن قیمت عامل سرمایه بخش غیردولتی در مقایسه با غیرمعنادار بودن این قیمت برای بخش دولتی، می‌تواند به‌عنوان شاهدی بر بی‌اهمیت بودن ریسک سرمایه برای واسطه‌های دولتی برخلاف واسطه‌های غیردولتی در نظر گرفته شود.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

در این مطالعه به بررسی نقش واسطه‌های مالی در قیمت‌گذاری سهام در بازار سرمایه ایران پرداخته شده است. به‌دلیل فعالیت واسطه‌های دولتی درکنار واسطه‌های غیردولتی در بازار سرمایه ایران و تفاوت در رفتار و درجه ریسک‌گریزی این دو گروه، نمی‌توان کل بخش واسطه را به‌صورت یک بخش همگن مورد بررسی قرار داد. بنابراین، در این مطالعه واسطه‌های مالی براساس نوع مالکیت به دو گروه دولتی و غیردولتی، تقسیم و رفتار این دو گروه به‌طور جداگانه مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج حاصل حاکی از عدم انطباق رفتار واسطه‌های دولتی با نظریه قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه است. قیمت عامل سرمایه هیچ‌یک از واسطه‌های دولتی مثبت و معنادار در سطوح ۵ درصد و کمتر نبوده است. به نظر می‌رسد این شرکت‌ها با هدف حداکثر کردن ثروت مؤسسه فعالیت نمی‌کنند، یا شوک‌های وارد بر سرمایه این

مؤسسات تأثیری بر تصمیم‌های آن‌ها درجهت مبادله سهام به قصد حداکثر کردن ثروت ندارد.

در مورد واسطه‌های غیردولتی، نتایج حاکی از سازگاری رفتار انفرادی و گروهی بیشتر واسطه‌های منتخب با نظریه قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه است. در کوتاه‌مدت، در ۹۵ درصد از نمونه‌گیری‌های تکراری قیمت عامل سرمایه کل بخش غیردولتی مخالف صفر و در فاصله (۳/۱۵۹-۳/۱۵۶) درصد برآورد شده است. بدین معنی که یک درصد افزایش در حساسیت مازاد بازدهی سهام نسبت به شوک‌های سرمایه بخش واسطه غیردولتی، به‌طور میانگین با افزایش مازاد بازدهی فصلی آن به‌میزان ۳/۱۵۶ الی ۳/۱۵۹ همراه است. این قیمت برای شرکت‌های انفرادی از بازه (۱/۱۶۱-۱/۱۵۹) در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای شرکت وملت تا بازه (۷/۶۱۹-۷/۶۱۱) در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای شرکت وتوصا متغیر بوده است. علامت و معناداری قیمت عامل سرمایه با طولانی‌تر شدن دوره زمانی تغییر نکرده و این عامل در بلندمدت نیز دارای قیمت مثبت و معنادار بوده است. بنابراین، شوک‌های سرمایه شرکت/گروه‌های واسطه غیردولتی می‌تواند به‌عنوان عامل توضیح‌دهنده بازدهی سهام در بازار سرمایه ایران مورد توجه قرار گیرد.

معنادار (و مثبت) بودن قیمت عامل سرمایه برای بخش غیردولتی نشان می‌دهد، این بخش در تصمیم‌گیری هنگام خرید و فروش سهام، اجتناب از شرایط ریسکی را مدنظر قرار می‌دهد. به‌طوری‌که با پیش‌بینی کاهش نسبت سرمایه (افزایش ریسک سرمایه) به فروش سهم‌های پرخطر می‌پردازد و برعکس. میزان خطر یا ریسک هر سهم برحسب حساسیت بازدهی آن نسبت به شوک‌های سرمایه سنجیده می‌شود. از سوی دیگر، غیرمعنادار بودن قیمت این عامل برای واسطه‌های دولتی نشان می‌دهد، این گروه در صورت پیش‌بینی افزایش ریسک سرمایه، به‌طور متناسب اقدام به داد و ستد سهام نمی‌کند. این مشاهده مؤید بی‌اهمیت بودن ریسک سرمایه برای واسطه‌های دولتی برخلاف واسطه‌های غیردولتی است.

هرچند مطابق نتایج این مطالعه، واسطه‌های دولتی در داد و ستد سهام به شوک‌های سرمایه توجهی نمی‌کنند و از مواجهه با شوک‌های منفی سرمایه‌گریزان نیستند، اما این موضوع به‌معنی ریسک‌گریز نبودن بخش دولتی نیست. ممکن است، رفتار این بخش و به‌دنبال آن قیمت‌گذاری سهام تحت‌تأثیر ریسک‌ها و انگیزه‌های دیگری قرار داشته باشد. شناسایی و بررسی این ریسک‌ها و انگیزه‌ها به مطالعات آتی

واگذار می‌شود. افزون‌بر این، شناسایی عامل‌های دیگر به‌غیر از عامل ریسک سرمایه و ریسک ثروت کل که به توضیح‌دهندگی بهتر مدل بیانجامد، می‌تواند موضوع مناسبی برای مطالعات آینده باشد.

منابع

۱. اسلامی بیدگلی، غلامرضا و هنردوست، اعظم (۱۳۹۱). مدل سه عاملی فاما و فرنچ و ریسک نقدشوندگی: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری*، ۱(۲)، ۹۷- ۱۱۶.

۲. بابالویان، شهرام و مظفری، مهردخت (۱۳۹۴). مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با مدل‌های چهارعاملی کارهارت و q- عاملی HXZ در تبیین بازده سهام. *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۹(۳۰)، ۱۷- ۳۲.

۳. جعفری، سیده محبوبه، میثاقی فاروجی، جواد و احمدوند، میثم (۱۳۹۲). مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، سه‌عاملی فاما و فرنچ و شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش‌بینی بازار سهام ایران. *پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار*، ۴(۵)، ۵۳- ۶۳.

۴. راعی، رضا و پویان‌فر، احمد (۱۳۹۸). *مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته*، تهران، سمت.

۵. رستمیان، فروغ و جوانبخت، شاهین (۱۳۹۰). مقایسه کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۸(۳۱)، ۱۴۳- ۱۵۷.

۶. صادقی شریف، سیدجلال، تالانه، عبدالرضا و عسکری‌راد، حسین (۱۳۹۲). اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مجله دانش حسابداری*، ۴(۱۲)، ۵۹- ۸۸.

۷. صالحی، اله‌کرم و هاشمی‌بلمیری، سمیرا (۱۳۹۷). مقایسه توان توضیح‌دهندگی مدل چهارعاملی هاو و همکاران و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام. *مجله بررسی‌های حسابداری*، ۵(۱۹)، ۱۱۳- ۱۳۳.

۸. فلاح‌پور، سعید، محمدی، شاپور و صابونچی، محمد (۱۳۹۷). مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی با بتای متغیر نسبت به زمان، از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد. *تحقیقات مالی*، ۲۰(۱)، ۱۷- ۳۲.

۹. محمدزاده، اعظم، شهیکی تاش، محمدنبی و روشن، رضا (۱۳۹۴). مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) و مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن (HCCAPM) در توضیح بازده سهام در ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲(۳)، ۴۹- ۷۲.

۱۰. مهرآرا، محسن، فلاحتی، ذبیح‌الله و حیدری ظهیری، نازی (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران (از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲) با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای. *سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، ۱(۱)، ۶۷- ۹۱.

11. Adrian, T., Etual, E., & Muir, T. (2014). Financial intermediaries and the cross-section of asset returns. *The journal of finance*, 69(6), 2557-2596.
12. Adrian, T., Moench, E., & Shin, H. (2016). Dynamic leverage asset pricing. CEPR discussion paper. Federal Reserve Bank of New York.
13. Brunnermeier, M. K., & Pedersen, L. H. (2009). Market liquidity and funding liquidity. *The review of financial studies*, 6(22), 2201-2238.
14. Cochrane, J. H. (2005). *Asset Pricing: Revised Edition*. New Jersey, USA: Princeton University Press.
15. Fama, E.F., & French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(3), 3-56.
16. Fama, E.E., & French, K.R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of financial economics*, 116(1), 1-22.
17. Ghosh, A., Julliard, C., & Taylor, A. P. (2017). What is the consumption-CAPM missing? An information-theoretical framework for the analysis of asset pricing models. *The review of financial studies*, 30(2), 442-504.
18. Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moment estimators. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1029-1054.
19. He, Z., Kelly, B., & Manela, A. (2017). Intermediary asset pricing: New evidence from many asset classes. *Journal of financial economics*, 126(1), 1-35.

20. He, Z., & Krishnamurthy, A. (2012). A model of capital and crises. *The Review of economic studies*, 79(2), 735-777.
21. He, Z., & Krishnamurthy, A. (2013). Intermediary asset pricing. *American economic review*, 103(2), 732-770.
22. Newey, W. K., & West, K. D. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *The Review of Economic Studies*, 61(4) 631-653.
23. Shanken, J. (1985). Multivariate tests of the zero-beta CAPM. *Journal of financial economics*, 14(3), 327-348.
24. Shanken, J., & Zhou, G. (2007). Estimating and testing beta pricing models: Alternative methods and their performance in simulations. *Journal of Financial Economics*, 84(1), 40-86.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۹/ ص ۷۱۵-۶۸۹

اثرات تمرکززدایی مالی و کنترل فساد بر رشد اقتصادی (تجربه کشورهای نفتی منطقه)

DOR:20.1001.1.00398969.1399.55.3.8.3

وحید شقاقی شهری[1]

استادیار گروه اقتصاد اسلامی، دانشگاه خوارزمی، vahidshaghaghi@yahoo.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۰۵

چکیده

درحالی‌که مطالعات موجود به‌طور عمده به بررسی رابطه بین تمرکززدایی و فساد، رشد و تمرکززدایی یا فساد و رشد اقتصادی می‌پردازند، اندک مطالعاتی به تبیین ارتباط بین این سه مؤلفه پرداخته‌اند. مقاله حاضر با هدف بررسی ارتباط تئوریک و تجربی تمرکززدایی مالی، کنترل فساد و رشد اقتصادی، از روش داده‌های تابلویی برای کشورهای بزرگ صادرکننده نفت طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۸ بهره گرفته است. بیشتر کشورهای نفتی به‌دلیل تک‌محصولی بودن و وابستگی به درآمدهای حاصل از صادرات نفت‌خام دارای ساختاری متمرکز و تمرکزگرا بوده و حجم فساد مالی بالایی دارند.

نتایج به‌دست آمده برای کشورهای منتخب صادرکننده نفت نشان می‌دهد که اولاً، بهبود یک واحدی شاخص کنترل فساد در الگوهای مختلف برآوردی به‌طورمتوسط به‌ترتیب ۰/۷۴، ۰/۵۳، ۰/۶۲ درصد رشد اقتصادی آنها را افزایش داده است. ثانیاً، با انجام تمرکززدایی هزینه‌ای، درآمدی و مالی، رشد اقتصادی این کشورها به‌ترتیب ۰/۴۳، ۰/۱۳ و ۰/۱۸ درصد افزایش خواهد یافت. درنهایت، اثرات منفی فساد مالی بر رشد اقتصادی با اعمال تمرکززدایی کاهنده بوده، به‌طوری‌که ضریب برآوردی در دو مدل رشد مثبت و معادل ۰/۱۹ و ۰/۱۶ درصد داشته است.

طبقه‌بندی JEL: H72، H77، D73، O40

واژه‌های کلیدی: تمرکززدایی مالی، کنترل فساد، رشد اقتصادی، کشورهای نفتی، اقتصادسنجی پانل

---

۱. شماره تماس: ۰۹۱۲۸۱۸۱۷۴۰

۱- مقدمه

درحال حاضر اجماع کلی درمیان اقتصاددانان و سیاست‌گذاران به‌وجود آمده که وجود دولتی پاک و به دور از فساد به‌عنوان یکی از مهم‌ترین راهبردهای حکمرانی خوب برای رشد و توسعه اقتصادی امری ضروری و قطعی است (بانک جهانی، ۱۹۹۷). از جمله اقدامات کنترل فساد، اصلاح ساختار مالی دولت و حمایت از تمرکززدایی نظیر واگذاری اختیارات مالی به دولت‌های محلی، افزایش رقابت، کاهش سیستم بوروکراسی و شفافیت به خصوص در کشورهای درحال توسعه می‌باشد (جین[1]، ۲۰۰۱ – مارتینز و وازکوئز و مک ناب[2] ۲۰۰۳- رز وآکرمان[3] ۱۹۹۷- شلفیر و ویشنی[4] ۱۹۹۳). کشورهایی که دارای ساختاری وابسته به صادرات تک‌محصولی نظیر نفت خام هستند، به‌طور عمده از تمرکزگرایی در منابع و تمرکز و انحصار قدرت در تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی رنج می‌برند و حاصل ساختار متمرکز موجبات گسترش رانت و فساد را در پی داشته و درنهایت مانعی جدی بر سر راه رشد اقتصادی این کشورها بوده است.

سازماندهی مقاله حاضر برای پاسخ به سئوالات: (۱): کنترل فساد مالی به چه میزان رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت را تحت تأثیر قرار خواهد داد؟ (۲): تمرکززدایی چگونه و درچه حدی روی رشد اقتصادی اثرگذار است؟ (۳): اثرات فساد مالی بر رشد اقتصادی با اعمال تمرکززدایی چگونه و چه میزان خواهد بود؟، بدین صورت است که ابتدا مفهوم فساد و تمرکزدایی تبیین و در ادامه با تبیین مبانی نظری بین سه مبحث تمرکززدایی مالی، فساد و رشد اقتصادی و مروری بر مطالعات تجربی بین این سه مقوله، تلاش خواهد شد با بهره‌گیری از الگوهای اقتصادسنجی پانل (بین کشوری)، ارتباط بین تمرکزدایی و کنترل فساد با رشد اقتصادی برای کشورهای بزرگ صادرکننده نفت مورد آزمون تجربی قرار گیرد. در پایان نیز جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی ارائه خواهد شد.

۲- مفهوم فساد مالی و تمرکززدایی

فساد مالی عارضه‌ای است که اغلب از کنش متقابل دولت و اقتصاد بازار سرچشمه می‌گیرد. بیشتر پژوهشگران، فساد مالی را به‌عنوان یک رابطه خاص حکومت- جامعه

1. Jain
2. Martinez-Vazquez and McNab
3. Rose and Ackerman
4. Shleifer and Vishny

تعریف می‌کنند (رهبر و دیگران، ص ۸). فساد مالی به‌طور متعارف، رفتار منفعت‌طلبانه شخصی است که به‌عنوان یک مامور یا مقام دولتی عمل می‌کند. همچنین تعریف کارکردی فساد مالی که توسط بانک جهانی، سازمان بین‌المللی شفافیت مالی و مراجع دیگر ارایه شده، عبارت از سوءاستفاده از قدرت عمومی برای کسب منافع خصوصی است (بانک جهانی، ۲۰۰۴). تعریف دیگری که توسط برخی پژوهشگران ارایه شده بیان می‌دارد که فسادمالی، معامله‌ای بین بازیگران بخش خصوصی و دولتی است که با استفاده از آن، کالاهای عمومی به‌طور نامشروع به سودها و منافع خصوصی تبدیل می‌شوند (هاشمی قادی، ۱۳۹۰، ص ۱۱-۱۰).

با تعریف اجمالی از مفهوم فساد مالی، اینک تمرکززدایی و منافع و هزینه‌های آن تبیین خواهد شد[1] دو ایده و برداشت مربوط به هم، ولی جدا از هم در مورد تمرکززدایی را باید در نظر داشت: الف) فرایندی است بین لایه‌ها و سطوح مختلف دولت (مرکزی-محلی و استانی) و ب) مقررات‌زدایی به معنای تمرکززدایی از دولت به بازار و ایجاد اصلاحات در بخش عمومی.

۲-۱- برداشت اول: تمرکززدایی به‌عنوان یک فرایند درونی دولت

اگر تمرکززدایی به‌صورت یک فرایند در داخل لایه‌های مختلف دولت در نظر گرفته شود، آنگاه می‌توان گفت که تمرکززدایی از طریق انتقال قدرت به سطوح پایین‌تر دولت در جهت کاهش قدرت انحصاری و قبضه دولت مرکزی می‌تواند به‌عنوان ابزار کارآمدی برای افزایش کارایی بخش عمومی عمل کند و بر اقتصاد ملی موثر واقع شود. به‌طورکلی تمرکززدایی «انتقال یا تفویض اختیارات در زمینه‌های برنامه‌ریزی، تصمیم‌گیری و یا مدیریت از سوی مقامات دولت مرکزی به مقامات محلی است»[2].

در اینجا تمرکززدایی مالی در چارچوب نظریه‌های مالیه عمومی و انتخاب عمومی با موضوعات تقسیم اختیار در حوزه برنامه‌ریزی و بودجه (تصمیم‌گیری مخارج و درآمد)، اجرای برنامه در لایه‌های پایین‌تر (منطقه، استان و محل، سازمان و نهاد ملی) و همچنین نحوه پاسخگویی همراه است.

---

۱. محمودی، وحید (۱۳۸۶)

2. Rondnelli, D.

۲-۲- برداشت دوم: تمرکززدایی به مثابه مقررات‌زدایی و انتقال مسئولیت از دولت به بازار

به این نوع برداشت، تمرکززدایی اقتصادی نیز گفته می‌شود و به معنای انتقال وظایف از دولت به بخش خصوصی است. به‌عبارت دیگر می‌توان گفت که این نوع تمرکززدایی در حقیقت همان خصوصی‌سازی و مقررات‌زدایی است که در حوزه اقتصاد آنها را از بحث مالی تفکیک کرده‌اند. به بیان دیگر، حرکت به سمت رقابت‌پذیری اقتصادی و پذیرش قاعده بازی با محوریت نظام بازار، مبنای اجرایی کردن این سیاست است.

۲-۳- منافع و هزینه‌های تمرکزدایی

با توجه به مطالعات انجام شده نظیر لاین[1]، فوکوساکو و ملو[2]، تمرکززدایی دارای منافع و هزینه‌هایی است. افزایش کارایی (دولت‌های محلی با توجه به نزدیکی به مردم هرمنطقه، نسبت به دولت مرکزی بهتر می‌توانند سلایق و خواسته‌های مصرف‌کنندگان را تشخیص داده و منابع عمومی را به‌صورت کاراتر تخصیص دهند[3])، کاهش عدم کارایی x (تمرکززدایی از عرضه بیش از حد کالاها و خدمات عمومی جلوگیری کرده و به کاهش «ناکارایی x» دربخش عمومی می‌انجامد[4])، افزایش بهره‌وری، کاهش هزینه‌ها از طریق کاهش سلسله مراتب بوروکراتیک و بالاخره کاهش رشوه و فساد مالی از منافع تمرکززدایی به‌شمار می‌روند.

۲-۳-۱- هزینه‌های تمرکززدایی

در کنار منافع ناشی از تمرکززدایی، اجرای سیاست‌های تمرکززدایی هزینه هایی را نیز به‌دنبال دارد. طبق نتایج مطالعات انجام گرفته، افزایش شکاف درآمدی، به خطر افتادن ثبات کلان اقتصادی، شکست بازار و ضعف کارایی تخصیص و محدودیت نیروی انسانی از پیامدهای منفی تمرکززدایی به‌شمار می‌رود، لذا همان‌طورکه عنوان شد تمرکززدایی و اعمال سیاست‌های مربوط به آن دربردارنده منافع و هزینه‌هایی می‌باشد که برای تصمیم‌گیری نهایی لازم است تا تحلیل هزینه – فایده از آن صورت گیرد و

1. Linn
2. Fukasaku & Mlo
3. Martinez-Vazauez.J.and R.M.McNab
4. Brennan,G.and J., Buchanan

می‌توان گفت که تمرکززدایی درصورتی مناسب است که سبب افزایش رفاه و تسریع رشد اقتصادی شود.

۳- مبانی نظری «تمرکززدایی، فساد و رشد اقتصادی»

برای تبیین مبانی نظری فساد در مدل‌های رشد اقتصادی از مدل معرفی شده توسط منکیو، رومر و ویل[1] (۱۹۹۲) استفاده شده است. محققان با گنجاندن سرمایه انسانی در تابع تولید، قدرت تبیین مدل سنتی رشد سولو را به‌میزان قابل توجهی بهبود داده و با وارد کردن متغیر فساد به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده هزینه‌های دولت، مدل سولو را گسترش و تعمیم داده‌اند. فرم تبعی مدل ساختاری تولید به کار گرفته شده به شکل تابع کاب - داگلاس و به‌صورت رابطه (۱) می‌باشد:

$$Y_t = K_t^{\alpha}\ H_t^{\beta}[G_t(\rho)L_t]^{1-\alpha-\beta} \qquad (۱)$$

که در آن Y_t درآمد (تولید) واقعی، K_t سرمایه فیزیکی، H_t سرمایه انسانی، L_t مقدار نیروی کار شاغل، G_t مخارج دولت و ρ سطح فساد در کشور است. هم‌چنین فرض شده است: $0 < \acute{G(\rho)} < 0$ و $0 < \beta < 1$، $0 < \alpha < 1$ و $\alpha + \beta < 1$.

براساس این شرایط، اطمینان حاصل می‌شود که تابع تولید از بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید برخوردار بوده و در هر نقطه دارای بازدهی نزولی است. هم‌چنین با حذف متغیر فساد، مدل به شکل استاندارد نئوکلاسیک تبدیل می‌شود. معادلات مسیر یکنواخت رشد به شرح روابط (۲) و (۳) هستند:

$$\frac{dK}{dt} = s_K Y_t - \delta_K K_t \qquad (۲)$$

$$\frac{dH}{dt} = s_H Y_t - \delta_H K_t \qquad (۳)$$

که در آن پارامترهای s_K، s_H، δ_K و δ_H به‌ترتیب نشان دهنده سهم از درآمد که به سرمایه‌گذاری‌های انسانی و فیزیکی اختصاص داده شده، نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی و انسانی است. فرض اشتغال کامل نرخ رشد نیروی کار با $n = \left(\frac{dL}{dt}\right)/L_t$ نشان داده شده و در مسیر یکنواخت رشد، فرم خلاصه شده به‌صورت رابطه (۴) ارائه می‌شود:

$$\ln (Yt/Lt) = \ln (Go) + gt + [\alpha/(1-\alpha-\beta)] \ln [s_k/(n+\delta_k+g)] + [\beta/(1-\alpha-\beta)] \ln[s_H/(n+\delta_H+g)] + G_t(\rho) \qquad (۴)$$

1. Mankiw, Romer and Weil

در رابطه (۴)، تولید به ازای هر واحد نیروی کار در مسیر یکنواخت رشد تابعی افزایشی از سطح اولیه مخارج دولت و نرخ رشد آن، پس‌انداز فیزیکی و انسانی و هم‌چنین هزینه‌های دولت است. به بیانی دیگر رشد تولید به ازای هر واحد نیروی کار را می‌توان با تفاضل‌گیری آن طی زمان در اطراف مسیر یکنواخت به‌صورت رابطه (۵) به‌دست آورد:

$$\ln y_t - \ln y_0 = (1 - e^{-\lambda t}) \{\ln (G_0) + gt - [(\alpha + \beta)/(1 - \alpha - \beta)]\} \ln(n + \delta + g) + [\alpha/(1 - \alpha - \beta)]\ln(S_K) + [\beta/(1 - \alpha - \beta)] \ln(S_H) + G_t(\rho) - (1 - e^{-\lambda t})) \ln y_0 \quad (۵)$$

در رابطه (۵)، عامل فساد، اثر هزینه‌های دولت را تغییر داده و افزایش سطح فساد، رابطه معکوس با رشد تولید سرانه نیروی کار دارد. با این حال، با حذف متغیر فساد در رابطه ۵، مدل استاندارد نئوکلاسیک را نتیجه می‌دهد. به این معنا که نرخ رشد تولید به ازای هر کارگر با افزایش سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی و انسانی و کاهش رشد جمعیت، نرخ استهلاک سرمایه و سطح اولیه تولید به ازای هر کارگر افزایش می‌یابد.

افزون بر این به‌منظور بررسی ارتباط بین تمرکززدایی و رشد اقتصادی از مدل تعمیم یافته سولو که توسط منیکو، رومرو بارو کار شده، استفاده شده است. محققان از تابع تولید کاب- داگلاس بهره برده و A_t که سطح تکنولوژی و عوامل نهادی دیگر مثل تمرکززدایی را نشان می‌دهد، به‌صورت زیر معرفی می‌کنند:

$$A_t = F(T_t \ D_t \ P_t \ Ij_t) \quad (۶)$$

در رابطه (۶) ، T سطح تکنولوژی، D تمرکززدایی مالی، P سطح ثبات کلان اقتصادی (نرخ تورم) وIj، سطح برابری توزیع منابع عمومی در مناطق را نشان می‌دهند. هم‌چنین ثبات کلان اقتصادی و برابری در توزیع منابع عمومی تابعی از تمرکززدایی مالی و عوامل برون‌زای دیگر فرض شده است. نرخ رشد نیروی کار n و نرخ رشد سطح تکنولوژی g به‌صورت برون‌زا تعیین می‌شوند.

منکیو مدل خود را با فرض بازده به مقیاس کاهنده در مورد سرمایه فیزیکی و انسانی مورد تحلیل قرار داده است که در این صورت اقتصاد در بلندمدت، نسبت‌های سرمایهٔ انسانی به نیروی کار و سرمایه فیزیکی بخش خصوصی و دولتی به نیروی کار ثابت خواهد داشت. وقتی سطح تولید در مرحلهٔ یکنواخت قرار گیرد، فقط با افزایش تمرکززدایی مالی، با فرض اثر مثبت تمرکززدایی بر رشد و افزایش بهره‌وری سرمایه، سطح تولید سرانه افزایش پیدا می‌کند. برای تعیین اثر تمرکززدایی مالی

بـر رشـد اقتصادی باید سطح سرانهٔ نهاده‌های فیزیکی تابع تولید در وضعیت یکنواخـت محاسبه شود.

i_h ،i_g و i_k، به ترتیب نسبتی از تولید می‌باشند که در افزایش سرمایهٔ دولتی، انـسانی و خـصوصی سـرمایه‌گـذاری مـی‌شـوند. $k_t = \frac{K_t}{L_t}$ ،$h_t = \frac{H_t}{L_t}$ و $g_t = \frac{G_t}{L_t}$، به ترتیب سرانهٔ انباشت سرمایهٔ خصوصی، انسانی و دولتی می‌باشند. با فـرض آنکـه تـابع تولید مجدد برای همهٔ انواع سرمایه یکسان باشد و نرخ استهلاک سرمایهٔ (S) نیـز بـرای همه نوع سرمایه یکسان باشد، نرخ رشد سرانهٔ نهاده‌هـای سـرمایهٔ خـصوصی، انـسانی و دولتی برابر خواهد بود با:

$$\begin{aligned}\dot{k}_t &= i_k y_t - (n+g+s)k_t \\ \dot{h}_t &= i_h y_t - (n+g+s)h_t \\ \dot{g}_t &= i_g y_t - (n+g+s)g_t\end{aligned} \qquad (۷)$$

وقتی اقتصاد به سمت وضعیت حالت یکنواخت حرکـت مـی‌کنـد، نـرخ رشـد سـرانهٔ نهاده‌های فیزیکی و انـسانی برابـر صـفر خواهـد بـود. با حل معادلات (۷) در وضعیت یکنواخت و جایگزینی مقادیر A_t و گرفتن لگاریتم طبیعی داریم:

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln}\, y_t^* = \mathrm{LnT}_t + \mathrm{LnD}_t + \mathrm{LnP}_t + \mathrm{LnIj}_t - \frac{\alpha+\beta+\emptyset}{1-\alpha-\beta-\emptyset}\mathrm{Ln}(n+g+s) + \\ \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\emptyset}\mathrm{Lni}_k + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta-\emptyset}\mathrm{Lni}_h + \frac{\emptyset}{1-\alpha-\beta-\emptyset}\mathrm{Lni}_g\end{aligned} \qquad (۸)$$

معادله (۸) نشان می‌دهد که در وضـعیت یکنواخـت، تولیـد سـرانه، تـابعی از انباشت سـرمایهٔ مجـدد، نـرخ رشـد جمعیـت، انباشـت تکنولـوژی و اثـرات مـستقیم و غیرمستقیم تمرکززدایی مالی می‌باشد.

۴- مطالعات تجربی تمرکززدایی، فساد و رشد اقتصادی

۴-۱- *مطالعات کنترل فساد مالی و رشد اقتصادی*

نقطه شروع جریان فکری در مورد اثرات فساد بر اقتصاد تجزیه و تحلیل آثار و پیامدهای انحصار توسط تالوک[1] در سال ۱۹۶۷ در مقاله‌ای با عنوان «هزینه‌های رفاهی تعرفه‌ها، انحصارات و دزدی» بوده که به بحث درخصوص موضوع فساد و رانت پرداخته است. بعد از وی، در سال ۱۹۷۴، کروگر[2] با بسط مطالعات مرتبط با فساد، این حوزه از علم اقتصاد را «اقتصاد سیاسی جامعه فاسد و رانت‌جو» نامید. پس از کروگر، پوسنر[3] در

1. Tullock
2. Krueger, A.
3. Posner

سال ۱۹۷۶ برآن شد تا تخمین‌های کلی از فساد و رانت را ارائه و به توسعه بحث کمی اثرات فساد بر اقتصاد کلان بپردازد. در سال‌های اخیر درخصوص ارتباط فسادمالی و رشد از جمله مطالعات پیشگام، تحقیقات انجام گرفته بانک جهانی توسط مائورو[1] (۱۹۹۵) و (۱۹۹۷) می‌باشد که نشان می‌دهد به‌طورمتوسط با کاهش ۲ واحدی شاخص فساد درحدود ۴ درصد بهبود در نرخ سرمایه‌گذاری و ۰/۵ درصد جهش در نرخ رشد اقتصادی کشورها حاصل شده است. همچنین در مورد مدل‌های رشد درون‌زا که نقش بخش دولت را نیز مورد بررسی و تحلیل قرار می‌دهد، محققانی هم‌چون زیسمر[2] ۱۹۹۱، هارتویک[3] ۱۹۹۲، گلوم و راویکومار[4] ۱۹۹۲ و رومر[5] ۱۹۹۰، مدل‌هایی را ارائه و با تصریح فساد در مدل‌های رشد به بررسی اثرات فساد بر رشد پرداخته‌اند. هیلمن[6] (۲۰۰۸)، در مطالعه خود به این نتیجه می‌رسد که فساد درآمدهای مالیاتی را کاهش داده و به‌دنبال آن سیاست‌های کلان اقتصادی را در دستیابی به اهداف اجتماعی ناکارآمد خواهد ساخت. بلک برن و همکاران[7] (۲۰۱۲)، در قالب یک مدل تعادل عمومی به این نتیجه می‌رسند که ارتباط بین فساد و توسعه اقتصادی منفی است. گراندلر و همکارش[8] (۲۰۱۹)، در مقاله‌ای با عنوان فساد و رشد اقتصادی، شواهد تجربی کاربردی، برای ۱۷۵ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۱۲، به این نتیجه می‌رسند هنگامی‌که شاخص ادراک فساد یک انحراف معیار کاهش می‌یابد، تولید ناخالص داخلی سرانه درحدود ۱۷ درصد کاهش می‌یابد.

مطالعات داخلی گوناگونی نیز درخصوص فساد و رشد اقتصادی انجام شده است. صباحی و همکارن (۱۳۸۸)، به این نتیجه می‌رسند که اگرچه در کشورهای پردرآمد و کشورهای دارای درآمد متوسط کنترل فساد با رشد اقتصادی ارتباط مثبت معناداری دارد، در کشورهای کم‌درآمد این ارتباط منفی و معنادار است. دل انگیزان و همکاران (۱۳۹۲) نشان می‌دهند که در کشورهای با آزادی اقتصادی بالا، رابطه شاخص درک فساد مالی و رشد اقتصادی مثبت به‌دست آمده است، اما در گروه‌های با آزادی اقتصادی متوسط و پایین، رابطه شاخص درک فساد مالی و رشد اقتصادی منفی برآورد شده

1. Mauro
2. Ziesmer
3. Hartwick, J.
4. Glomm and Ravikumar
5. Romer
6. Hillman
7. Blackburn et.al
8. Grundler and Potrafke

است. در سال ۱۳۹۵ نیز سپهردوست و همکارش در مقاله‌ای به این نتیجه می‌رسند که شاخص فساد دارای اثر منفی غیرمستقیم بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه می‌باشد و انتقال اثر از طریق عوامل واسطه‌ای و تأثیرگذار سرمایه‌گذاری، سرمایه انسانی، هزینه‌های دولت و بی ثباتی سیاسی معنی‌دار است. همچنین در مقایسه بین کشورهای رانتی و کشورهای غیر رانتی، اثر غیرمستقیم فساد بر رشد اقتصادی از طریق هر چهار عامل واسطه‌ای به‌صورت مجموع در کشورهای رانتی بیشتر از کشورهای غیررانتی طی سال‌های مورد مطالعه بوده است.

۴-۲- مطالعات تمرکززدایی مالی و فساد

مطالعات تجربی روی ارتباط بین تمرکززدایی و فساد دارای نتیجه واحد و یکسان نمی‌باشد. با این حال بیشتر مطالعات تجربی، نظیر هاتر و شا (۱۹۸۴)[۱]، دملو و بارنستین[۲] (۲۰۰۱)، فیسمان و گاتی[۳] (۲۰۰۲)، آریکان[۴] (۲۰۰۴)، لیدرمن و همکاران[۵](۲۰۰۵)، درهر[۶] (۲۰۰۶)، کایرا و روکا [۷](۲۰۱۱)، آلتونباس و تورونتون[۸] (۲۰۱۳) بر این واقعیت تأکید دارند که تمرکززدایی منجر به کاهش فساد خواهد شد.

با این حال برخی مطالعات اشاره می‌کنند که تمرکززدایی تنها تحت شرایط معین می‌تواند ابزار کارآمدی برای مبارزه با فساد باشد. برای مثال انیکولوپوف و ژوراسکایا[۹] (۲۰۰۷) تأکید دارند که نماگرهای حکمرانی تنها هنگامی بهبود می‌یابد که تمرکزدایی مالی با احزاب ملی قوی همراهی شود. نوپای[۱۰] (۲۰۰۷) اثبات می‌کند که اثر تمرکززدایی روی فساد در اقتصادهای درحال توسعه تأیید نمی‌گردد. لیسمن و مارک ورد [۱۱](۲۰۱۰) تأیید کردند که تمرکززدایی فساد را زمانی کاهش خواهد داد که آزادی بیان و انتشارات وجود داشته باشد و در غیاب آزادی بیان و نشر فساد افزایش خواهد یافت.

---

1. Huther and Shah
2. de Mello and Barenstein
3. Fisman and Gatti
4. Arikan
5. Lederman et al.
6. Dreher
7. Kyria and Roca
8. Altunbas and Thoronton
9. Enikolopov and Zhuravskaya
10. Nupia
11. Lessmann and Markwardt

دسته سوم مطالعات حکایت از این دارند که تمرکززدایی یا فدرالیسم فساد را افزایش می‌دهد. فان و همکاران (۲۰۰۹)، با استفاده داده‌های مقطعی ۸۰ کشور به این نتیجه رسیده‌اند که رشوه گزارش شده در کشورهای با سطوح متعدد لایه‌های اداری بیشتر تکرار می‌گردد. فرایل و همکاران (۲۰۰۸)، متوجه شده‌اند تمرکززدایی مالی با سطح پایین فساد همراه است ولی فدرالیسم و ساختارهای فدرال فساد را افزایش می‌دهد (گلداسمیت ۱۹۹۹، ترایسمن ۲۰۰۰، کونیکوا و رز آکرمن ۲۰۰۵). با این حال شان و همکارش[1] (۲۰۱۹) در مقاله خود با عنوان تمرکززدایی مالی و فساد، شواهدی از دولت‌های محلی آمریکا، به این نتیجه می‌رسند که فساد در دولت‌های محلی آمریکا در ساختارهای تمرکززدایی شده افزایش یافته است.

والر و همکارانش[2] (۲۰۱۸)، در مطالعه خود نشان می‌دهند در شرایط تمرکززدایی مالی، دولت متمایل به کاهش سطح فساد خواهد بود، بنابراین فساد با تمرکززدایی مالی بیشتر، کاهش عمده‌ای خواهد یافت.

در داخل کشور مطالعات اندک درتبیین ارتباط بین تمرکززدایی و فساد انجام گرفته است. صادقی و همکاران (۱۳۸۷)، در قالب یک الگوی اقتصادسنجی، با استفاده از داده‌های ترکیبی مقطعی - سری زمانی ۴ ساله (دوره) ۵۰ کشور و با به کارگیری روش «پانل دیتا»، به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش تمرکززدایی در ابعاد مختلف، از طریق انتقال قدرت به سطوح پایین‌تر دولت برای کاهش قدرت انحصاری دولت مرکزی، اصلاحات در بخش عمومی و مقررات زدایی و شفافیت قوانین و مقررات، شرایطی را مهیا می‌کند که طی آن مقامات دولتی امکان تبانی و فساد را با بنگاه‌های اقتصادی بخش خصوصی نخواهند داشت و پیامد این امر نیز تشویق ورود بخش خصوصی به فعالیت‌های اقتصادی است.

۴-۳- مطالعات تمرکززدایی و رشد اقتصادی

فیلیپ و والر[3] (۱۹۹۸)، یک رابطه ضعیف معکوس بین تمرکززدایی و رشد را برای کشورهای توسعه یافته مشاهده کردند، ولی رابطه معنی‌داری برای کشورهای درحال توسعه نیافتند. بالعکس، داوودی و زو[4] (۱۹۹۸) به یک رابطه منفی بین تمرکززدایی و

1. Shon & kyoung Cho
2. Waller & et al
3. Philips and Woller
4. Davoodi and Zou

رشد برای کشورهای درحال توسعه رسیدند، درحالی‌که مشاهده نکردند هیچ‌گونه رابطه معنی‌داری برای کشورهای توسعه یافته وجود ندارد. ایمی[1] (۲۰۰۵) در مطالعه خود به این نتیجه رسیده است که تمرکززدایی قدرت به سطوح پایین‌تر دولتی منجر به بهبود کارایی اقتصادی و افزایش در نرخ اقتصادی در سطح ملی می‌شود. با این حال مطالعات تجربی موجود تصویرهای مختلف از اثرات تمرکززدایی روی رشد اقتصادی ارائه می‌دهند. تایبن[2] (۲۰۰۳)، به این نتیجه رسیده است که یک رابطه‌ای به شکل U معکوس بین رشد اقتصادی و تمرکززدایی مالی وجود دارد. کشورهای با تمرکززدایی متوسط یک رشد کمی بزرگ‌تر درمقایسه با کشورهایی با درجه تمرکززدایی بالا یا پایین دارند. مارتینز و همکاران (۲۰۰۳)، رابطه مستقیم بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی شناسایی نکرده‌اند. اگرچه محققان توانستند درصورت ثبات قیمتی، یک ارتباط غیرمستقیم را پیدا کنند. تورنتون[3] (۲۰۰۷)، با تعریف معیاری خاص از تمرکز زدایی به این نتیجه رسید که تمرکززدایی رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. زهیر فریدی و همکاران[4] (۲۰۱۹) نیز در بررسی رابطه بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی در کشورهای آسیای جنوب شرقی طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ به این نتیجه می‌رسند که تمرکززدایی هزینه‌ای و درآمدی به‌ترتیب اثرات مثبت و منفی روی رشد اقتصادی کشورهای منتخب داشته است.

در داخل کشور مطالعات اندکی در تبیین ارتباط بین تمرکززدایی و رشد اقتصادی انجام گرفته است. فرزین‌وش و همکارش (۱۳۸۵) در مقاله‌ای با استفاده از مدل تعمیم یافته سولو اثر مستقیم و غیرمستقیم تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی را ارزیابی کرده و نتیجه می‌گیرند کـه تمرکززدایی مالی (نسبت بودجه استان‌ها به بودجه عمومی کشور) در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌طور مستقیم نرخ رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد، به‌طوری‌که یک درصد افزایش در تمرکززدایی مالی نرخ رشد اقتصادی را ۰/۰۵ درصد افزایش می‌دهد. در مطالعه‌ای دیگر عباسی و همکاران (۱۳۹۴) نشان داده‌اند که واگذاری اختیار مالی از نظر کسب درآمد به استان‌ها (تمرکززدایی مالی) تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است.

1. Imi
2. Thieben
3. Thornton
4. Zahir Faridi & et al

۵- معرفی الگو، تخمین و تفسیر نتایج بین تمرکززدایی و فساد با رشد اقتصادی

۵-۱- معرفی فرضیه‌های تحقیق و الگوی تصریح شده

باتوجه به مباحث تئوریک نظری و با در نظر گرفتن مطالعات تجربی انجام شده در این خصوص، برای آزمون وجود ارتباط معنی‌دار بین تمرکززدایی و فساد با رشد اقتصادی، فرضیه‌ها به‌صورت زیر می‌باشند:

فرضیه (۱): افزایش فساد مالی منجر به کاهش رشد اقتصادی خواهد شد.

فرضیه (۲): تمرکززدایی اثر مثبت روی رشد اقتصادی دارد.

فرضیه (۳): اثرات منفی فساد مالی بر رشد اقتصادی با اعمال تمرکززدایی کاهنده خواهند بود.

برای بررسی فرضیه‌های فوق، الگوی تجربی تحقیق به شکل زیر معرفی می‌شود:

$$Growth_{it} = \alpha + \beta Dec_{it} + \mu Cor_{it} + \theta (Cor * Dec)_{it} + \gamma Control_Variables_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در رابطه فوق، t نشان دهنده زمان و i بیانگر کشورها می‌باشد. با توجه به فروض فوق‌الذکر بایست ضرایب برآوردی به‌صورت زیر به‌دست آیند:

$\hat{\beta} \succ \quad \prec \quad \succ$

هم‌چنین در مقاله حاضر نمونه انتخاب شده، تعدادی از کشورهای کلیدی و بزرگ تولیدکننده و صادرکننده نفت خام (اوپک پلاس: اعضای اوپک به‌علاوه روسیه) مدنظر قرار گرفته شده است[۱]، چرا که شواهد نشان می‌دهد در کشورهایی که وابستگی بیش از اندازه اقتصادی و نیز بودجه دولت به درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام وجود دارد، افزایش تمرکزگرایی و گسترش فساد مالی و رانت و انحصار حاصل از تمرکز منابع مشاهده می‌شود، از این‌رو الگو به روش داده‌های تابلویی برای ۱۵ کشور نفتی اوپک پلاس طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۸ برآورد شده است، لذا با توجه به نمونه منتخب ۱۵ کشوری برای دوره زمانی ۲۰ ساله، تعداد نمونه ۳۰۰ بوده است.

۵-۲- معرفی متغیرهای مدل

متغیر وابسته تحقیق، رشد اقتصادی کشورهای منتخب نفتی است که به‌صورت $GDPgrowth$ نرخ رشد سالانه تولید ناخالص داخلی تعریف می‌شود.

---

۱. این کشورها عبارتند از: عربستان سعودی، ایران، امارات متحده عربی، کویت، ونزوئلا، لیبی، الجزایر، نیجریه، گابن، گینه استوایی، کنگو، آنگولا، قطر و عراق به علاوه روسیه،

متغیرهای مستقل تحقیق

باتوجه به اینکه هدف مقاله حاضر بررسی نوع و میزان ارتباط تمرکززدایی و فساد با رشد اقتصادی است، لذا سعی شده است متغیرهای مستقل مدل در دو گروه متغیرهای اصلی و کنترلی آورده شوند، لذا شاخص‌های بیانگر تمرکززدایی نظیر تمرکززدایی هزینه‌ای، درآمدی و مالی و شاخص کنترل فساد مالی به‌عنوان متغیرهای مستقل اصلی در نظر گرفته شده‌اند. هم‌چنین از شاخص کنترل فساد مالی منتشرشده توسط سازمان بین‌المللی شفافیت برای کشورهای مختلف (موجود در سایت سازمان)[1] به‌عنوان شاخص فساد بهره گرفته شده است.

شرح و توضیح متغیرهای مستقل و کلیدی ملحوظ در مدل به‌صورت زیر می‌باشند:

متغیرهای مستقل اصلی شامل:

متغیرهای تمرکززدایی[2]:

- شاخص تمرکززدایی هزینه‌ای (DECexp): نسبت هزینه دولت مرکزی به کل هزینه‌های عمومی جامعه

- شاخص تمرکززدایی درآمدی (DECrev): نسبت درآمدهای دولت مرکزی به کل درآمدهای عمومی جامعه

- شاخص تمرکززدایی مالی (DECfin) : نسبت اندازه دولت‌های محلی به مرکزی

cor: شاخص کنترل فساد (شاخص بین صفر و ده بوده و حرکت به سمت ده نشانگر موفقیت کشور در کنترل فساد است).

متغیرهای کنترلی شامل:

gdp-oil: نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی

inv_gdp: نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی به تولید

fdi – gdp: نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (ورودی) به تولید

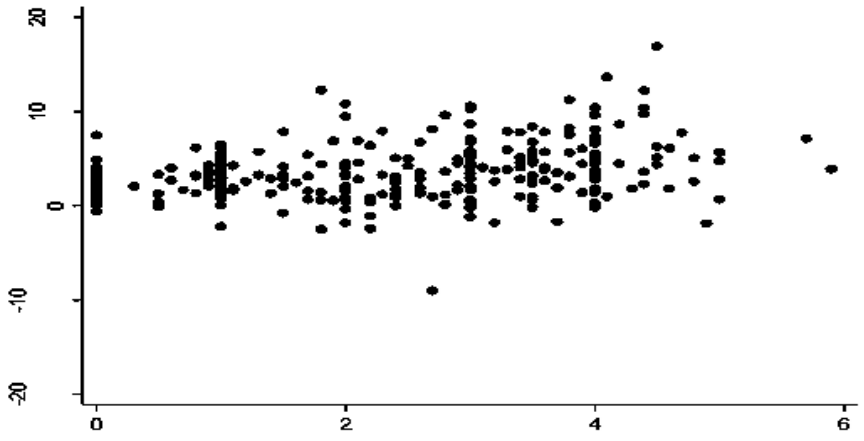
HDI: شاخص توسعه انسانی که ترکیبی از وضعیت آموزش، بهداشت و رفاه کشورهاست.

OPEN: شاخص باز بودن کشوری که از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی حاصل می‌شود.

---

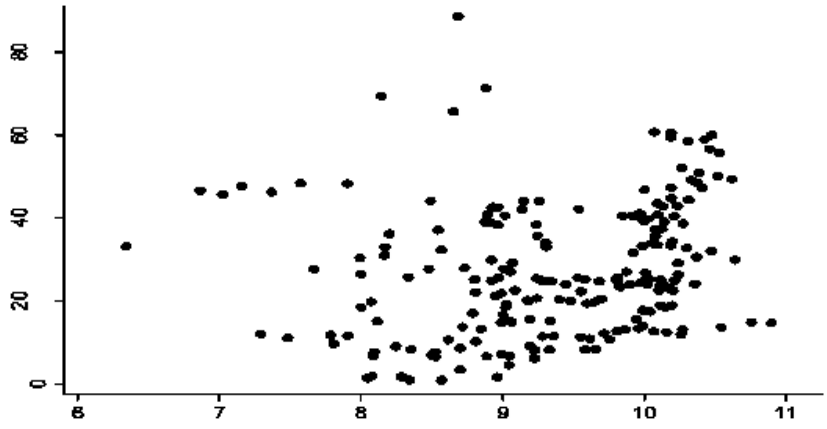
1. www.Transparency.org
2. http://www.worldbank.org/publicsector/decentralization/fiscalindicators.htm

هم‌چنین نمودارهای زیر پراکنش بین رشد با کنترل فساد و تمرکززدایی در بین کشورهای جهان منتشرشده توسط بانک جهانی می‌باشد. طبق این پراکنش‌ها ارتباط مثبت البته ضعیف کنترل فساد مالی با رشد اقتصادی و هم‌چنین ارتباط مثبت و قوی تمرکززدایی مالی با رشد اقتصادی مشاهده می‌شود.



منبع: بانک جهانی

نمودار ۱. پراکنش بین رشد اقتصادی و کنترل فساد مالی در سال ۲۰۱۷



منبع: بانک جهانی

نمودار ۲. پراکنش بین رشد اقتصادی و تمرکززدایی مالی در سال ۲۰۱۷

۵-۳- تخمین و تفسیر نتایج الگو

برای تخمین مدل لازم است تا نوع روش تخمین پانل دیتا تعیین شود. با توجه به اینکه دوره زمانی ۲۰ ساله ۱۹۹۸-۲۰۱۷ برای ۱۵ کشور منتخب نفتی در نظر گرفته شده لذا تعداد مقاطع کشوری – کشورهای صادرکننده نفتی- کمتر از دوره زمانی است، لذا ضروری است در ابتدا مانایی متغیرها و سپس هم‌انباشتگی مدل بررسی شود. بررسی مانایی متغیرهای مدل براساس آزمون‌های لوین- لین- چو[1] و پسران و شین[2] نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد استفاده در سطح معنی‌دار بوده و مانا هستند. هم‌چنین آزمون هم‌انباشتگی به روش آزمون کائو[3] وجود رابطه بلندمدت هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را تأیید نمی‌کند، لذا در مدل‌های پانل که هم‌انباشتگی حاکم نیست، استفاده از روش حداقل مربعات خطی جهت تخمین رابطه بلندمدت نتایج بدون تورش به همراه خواهد داشت.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد (مانایی) متغیرهای مدل در سطح

متغیر	آزمون لوین- لو و چو		آزمون ایم، پسران و شین	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
شاخص کنترل فساد مالی	-۱۰/۶۵۶۴	۰/۰۰۰	-۷/۰۳۸۳۵	۰/۰۰۰
شاخص تمرکززدایی هزینه‌ای	-۸/۸۵۲۳	۰/۰۰۰	-۶/۸۷۳۴	۰/۰۰۰
شاخص تمرکززدایی درآمدی	-۷/۷۴۲۸	۰/۰۰۰	-۵/۹۷۳۶	۰/۰۰۰
شاخص تمرکززدایی مالی	-۶/۹۵۳۴	۰/۰۰۰	-۴/۹۷۳۴	۰/۰۰۰
سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی	-۱۲/۸۶۴۵	۰/۰۰۰	-۸/۴۹۵۶	۰/۰۰۰
شاخص توسعه انسانی	-۴/۱۷۰۰۲	۰/۰۰۰	-۰/۸۳۴۷۳	۰/۱۶۵۳
سرمایه‌گذاری داخلی به تولید ناخالص داخلی	-۱۶/۵۰۶۲	۰/۰۰۰	-۱۰/۸۶۰۴	۰/۰۰۰
نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی	-۶/۷۶۳۴	۰/۰۰۰	-۵/۸۷۶۶	۰/۰۰۰
شاخص باز بودن تجاری	-۱۱/۰۹۳۶	۰/۰۰۰	-۶/۳۹۷۶	۰/۰۰۰
نرخ رشد اقتصادی	-۱۷/۶۰۳۵	۰/۰۰۰	-۱۰/۹۸۰۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Levin, Lin &Chu t*
2. Im, Pesaran and Shin
3. Kao Residual Cointegration Test

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

نوع آزمون	آماره t	ارزش احتمال
آزمون هم‌انباشتگی کائو	-۰/۷۵۴۷۳	۰/۲۴۵۲۷

منبع: یافته‌های تحقیق

هم‌چنین قبل از تخمین مدل لازم است تا نوع روش تخمین پانل دیتا تعیین شود. بنابراین، ابتدا برای تعیین وجود (یا عدم وجود) عرض از مبدا جداگانه برای هر یک از کشورها از آماره F به‌صورت زیر استفاده شده است:

$$H_0 : \alpha_0 = \alpha_1 = ... = \alpha_k = \alpha$$
$$H_1 : \alpha_i \neq \alpha_j$$
$$F(n-1, nt-n-k) = \frac{(RSS_{UR} - RSS_P)/(n-1)}{(1-RSS_{UR})/(nt-n-k)}$$

در رابطه فوق، UR، مشخص کننده مدل محدود نشده و علامت P ، نشان دهنده مدل پولینگ یا محدودشده با یک عبارت ثابت برای تمامی گروه‌ها می‌باشد. k، تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل، n تعداد کشورها، $N = nt$ تعداد کل مشاهدات و (t دوره زمانی موردنظر) می‌باشد. آماره F مدل برای رگرسیون غیر مقید و مقید (بترتیب اثرات ثابت و حداقل مربعات وزنی) به شرح ذیل می‌باشد:

$$F(9, 185) = 3/16$$

از آنجایی‌که F محاسبه شده بیشتر از F جدول با درجه آزادی ۹ و ۱۸۵ در سطح احتمال ۹۵ درصد می‌باشد، فرضیه H_0 رد شده و اثرات گروه پذیرفته می‌شود و باید عرض از مبداهای مختلف را در برآورد در نظر شود.

سپس برای آزمون اینکه مدل با بهره گیری از روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی برآورد شود، از آزمون هاسمن[1] استفاده شده است. با استفاده از نرم افزار ایویوز، آماره کای‌دو درحدود ۱/۴۹با P -Value تقریباً ۰/۹۶ برآورد شده که معنی‌دار نبود و لذا روش اثرات ثابت برای تخمین مدل تأیید شده است.

حال براساس آماره F و هاسمن که دال بر استفاده از روش اثرات ثابت در تخمین مدل بوده‌اند، نتایج برآورد مدل به‌صورت زیر گزارش می‌شود:

1. Hausman Test

جدول ۳. بررسی اثرات تمرکزدایی و کنترل فساد بر رشد اقتصادی

متغیر وابسته: نرخ رشد سالانه تولید ناخالص داخلی کشورهای منتخب نفتی

متغیرهای توضیحی	الگوی (۱)	الگوی (۲)	الگوی (۳)
Cor: شاخص کنترل فساد	۰/۷۴ (۲/۸۸)	۰/۵۳ (۲/۸۹)	۰/۶۲ (۳/۲۲)
شاخص تمرکززدایی هزینه‌ای (DECexp)	۰/۴۳ (۱/۹۳)	-	-
شاخص تمرکززدایی درآمدی (DECrev)	-	۰/۱۳ (۲/۶۳)	-
شاخص تمرکززدایی مالی (DECfin)	-	-	۰/۱۸ (۵/۵۷)
شاخص فساد در تمرکززدایی (DEC*Cor)	۰/۱۹ (۳/۵۶)	۰/۱۶ (۳/۲۶)	عدم معنی‌دار
fdi – gdp: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ملی	۰/۱۷ (۱/۹۱)	عدم معنی‌دار	عدم معنی‌دار
HDI: شاخص توسعه انسانی	۰/۵۲ (۲/۳۰)	۰/۴۷ (۱/۹۰)	۰/۵۳ (۴/۱۰)
inv_gdp: سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی به تولید ناخالص داخلی	۰/۳۵ (۱/۹۴)	۰/۳۸ (۲/۳۰)	۰/۴۵ (۲/۵۵)
OPEN: شاخص باز بودن تجاری	عدم معنی‌دار	۰/۰۹ (۲/۶۵)	۰/۰۸ (۱/۹۳)
Oil-Gdp: نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی	۰/۴۲ (۳/۹۴)	۰/۴۷ (۳/۵۵)	۰/۵۱ (۲/۹۸)
ضریب تعیین	۰/۶۷	۰/۵۹	۰/۷۳

* الگوهای ۱ تا ۳ برگرفته از مدل تصریحی رشد اقتصادی بوده با این تفاوت که به‌دلیل در نظر گرفتن معنی‌داری الگو، برخی از متغیرهایی که معنی‌دار نبودند، لحاظ نشده است.

منبع: یافته‌های تحقیق

نظر به اینکه در مدل پانل، روش اثرات ثابت تأیید شده، لازم است مسأله خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس نیز بررسی و برطرف شود. در حالی که باید تغییرات جملات خطا در طول زمان کاملاً تصادفی باشد، خودهمبستگی نشان از تغییرات آن‌ها به‌طور منظم دارد، لذا باید مدل تخمینی از این لحاظ مشکلی نداشته باشد. از سویی دیگر مشکلات ناهمسانی واریانس منجر به افزایش واریانس ضرایب برآوردی عرض از مبدأ می‌شود و از سویی واریانس سایر متغیرهای مستقل برآوردی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و منجر به این می‌شود که تخمین برآوردی از کارایی لازم برخوردار نباشد.

برای آزمون خودهمبستگی سریالی در داده‌های تابلویی، وولدریج آزمون خودهمبستگی ساده‌ای را پیشنهاد می‌کند که درآن جملات اختلال از فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول (۱) AR پیروی می‌کنند. هم‌چنین برای بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون "نسبت راستنمایی" بهره گرفته شده است. با این حال به‌دلیل استفاده از روش تشخیص وایت[1] در برآورد اثرات ثابت، مسأله ناهمسانی واریانس قابل برطرف کردن می‌باشد. یافته‌های تحقیق حاصل از آزمون وولدریج حاکی از آن است که فرضیه صفر مبنی بر "عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول" را نمی‌توان رد کرد، لذا می‌توان گفت مدل موردنظر با مشکل خودهمبستگی اجزاء اخلال مواجه نمی‌باشد. هم‌چنین نتیجه حاصل از آزمون نسبت راستنمایی برای متغیرهای مدل نشان می‌دهد که با اطمینان ۹۵ درصد، فرضیه صفر مبنی بر "همسانی واریانس" را نمی‌توان رد کرد، لذا مدل با مشکل ناهمسانی واریانس مواجه نمی‌باشد.

هم‌چنین با توجه به اینکه از ۳۰۰ مشاهده در برآورد مدل تحقیق (دوره زمانی ۲۰ ساله ۱۵ کشور منتخب نفتی و زیاد بودن تعداد مشاهدات) استفاده شده، مسأله هم‌خطی را حل می‌کند، چرا که داده‌ها هم درطول زمان و هم مقاطع تغییر می‌کنند و احتمال کمتری می‌رود متغیرها با یکدیگر هم‌خطی زیادی داشته باشند. هم‌چنین مقادیر عامل افزایش واریانس (VIF)[2] به‌عنوان شاخصی برای بررسی هم‌خطی بین متغیرهای مستقل کمتر از ۱/۳ بوده‌اند که نشان از عدم وجود هم‌خطی بین متغیرها دارد.

درخصوص تفسیر نتایج مدل باید اشاره کرد:

اولاً، با توجه به ضریب تعیین مدل‌های برآوردی، متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل توانسته‌اند درحدود ۶۷ درصد، ۵۹ درصد و ۷۳ درصد تغییرات رشد اقتصادی کشورهای نفتی را توضیح و تبیین کنند. این نتیجه حاکی از برازش خوب مدل می‌باشد، لذا می‌توان در سیاست‌گذاری‌ها بر آن استناد کرد.

ثانیاً، درمجموع نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوهای مختلف رشد اقتصادی در راستای ۳ فرضیه مطرح شده در مقاله نشان می‌دهد:

مورد متغیر فساد مالی تأکیدی بر ارتباط معنی‌دار و مستقیم بین شاخص کنترل فساد با رشد اقتصادی کشورهای نفتی وجود دارد، به گونه‌ای که بهبود یک واحدی

1. White diagonal method
2. Variance Inflation Factor

شاخص کنترل فساد دربین کشورهای منتخب در الگوهای مختلف برآورد شده به‌ترتیب و به‌طور متوسط درحدود ۰/۷۴ درصد، ۰/۵۳ درصد، ۰/۶۲ درصد رشد اقتصادی آنها را افزایش داده است. نتایج سه مدل برآوردی گویای این واقعیت است که در کشورهای نفتی با ساختارهای رانتی و بوروکراسی‌های پیچیده، برای بهبود وضعیت سرمایه‌گذاری و تولید و به تبع آن افزایش رشد اقتصادی، کنترل و مقابله با فساد مالی راهبرد محوری است و بدون شفافیت و اصلاحات ساختاری برای کنترل فساد و رانت، شاهد رشد اقتصادی پایدار و باثبات در کشورهای نفتی نخواهیم بود.

درخصوص شاخص‌های تمرکززدایی نتایج برآورد نشان می‌دهد که با انجام تمرکززدایی هزینه‌ای، درآمدی و مالی در کشورهای نفتی، رشد اقتصادی این کشورها به‌ترتیب ۰/۴۳ درصد، ۰/۱۳ درصد و ۰/۱۸ درصد افزایش خواهد یافت. هم‌چنین در بین شاخص‌های مختلف تمرکززدایی، تمرکززدایی هزینه‌ای بیشترین اثر و ضریب مثبت و معنی‌دار را بر افزایش رشد اقتصادی کشورهای مزبور دارد. طبق نتایج به‌دست آمده می‌توان این طور بیان کرد که اجرای سیاست‌های تمرکززدایی و استقلال درآمدی و هزینه‌ای، با افزایش اختیارات به مناطق مختلف (استان‌ها و ایالت ها) کشور می‌تواند به مدیریت بهینه هزینه‌ها و بهبود وضعیت درآمدی مناطق مختلف و در کل کشورهای نفتی منتهی شود و انتظار می‌رود اصلاحات هزینه‌ای و درآمدی به کاهش هزینه‌های زائد و غیرضرور، منطقی‌سازی اندازه دولت‌ها و تخصیص بهینه منابع در سطح کشورها و درپی آن بهبود وضعیت تولید و سرمایه‌گذاری و در نتیجه تقویت رشد اقتصادی کشورها منجر شود.

طبق نتایج الگوهای (۱) و (۲)، اثرات منفی فساد مالی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب نفتی با اعمال تمرکززدایی کاهنده خواهند بود، به‌طوری‌که با اعمال تمرکززدایی هزینه‌ای و درآمدی، اثرات منفی فساد مالی بر رشد اقتصادی به‌میزان ۰/۱۹ درصد و ۰/۱۶ درصد کاهش خواهد یافت. با این حال در الگوی (۳) و با بهره‌گیری از شاخص تمرکززدایی مالی، ضریب برآوردی معنی‌دار گزارش نشده است. طبق نتایج برآوردها مشخص است که کشورهای نفتی چنانچه خواهان رشد اقتصادی باثبات و پایدار و کاهش اثرات و تبعات منفی فساد مالی بر رشد اقتصادی هستند، ناگزیر بایست به اجرای سیاست‌های تمرکززدایی بویژه تمرکززدایی هزینه‌ای و درآمدی بپردازند و با اجرای این سیاست‌ها اثرات منفی و مخرب فساد مالی بر رشد اقتصادی کاهنده خواهد شد.

همچنین نتایج تخمین برای متغیرهای کنترل بیانگر این است که:

۱) افزایش جذب سرمایه‌های خارجی در کشورهای نفتی در الگوی (۱) به افزایش رشد اقتصادی آنها تأثیرگذار خواهد بود، به‌طوری‌که افزایش یک درصدی این متغیر (به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی) درالگوی تصریحی و برآورد شده رشد به‌طور متوسط حدود ۰/۱۷ درصد رشد اقتصادی این کشورها را بالا خواهد برد. در ضمن در الگوی تصریحی (۲) و (۳) این متغیر معنی‌دار گزارش نشده است.

۲) نتایج در طی دوره مذکور حاکی از آن است که افزایش سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی (به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی) نیز سبب بهبود رشد اقتصادی کشورهای نفتی شده، به‌طوری‌که ضریب برآوردی در هر سه الگوی تصریحی، مثبت و معنی‌دار و به‌ترتیب معادل ۰/۳۵ درصد، ۰/۳۸ درصد و ۰/۴۵ درصد است.

۳) بهبود سطح توسعه انسانی کشورهای نفتی منتخب موجب افزایش رشد اقتصادی آنها شده، به گونه‌ای که طبق نتایج به‌دست آمده از تخمین، افزایش یک واحدی شاخص توسعه انسانی در الگوهای اول تا سوم رشد به‌ترتیب حدود ۰/۵۲ درصد، ۰/۴۷ درصد و ۰/۵۳ درصد رشد اقتصادی کشورهای منتخب را بهبود بخشیده است.

۴) شاخص بازبودن تجاری نیز اثر مثبت بر رشد اقتصادی کشورهای نفتی داشته، به‌طوری‌که افزایش یک درصدی شاخص بازبودن تجاری در الگوی دوم و سوم رشد، به‌ترتیب درحدود ۰/۰۹ و ۰/۰۸ درصد رشد اقتصادی کشورهای مذکور را افزایش داده است. درکل، اصولاً آزادسازی تجاری و اقتصادی به معنی کاهش تمامی موانع قانونی و مقرراتی فراروی تجارت می‌باشد. آزادسازی تدریجی در بخش تجارت کالا و خدمات که همراه کاهش ریسک اقتصادی و بهبود شفافیت بازار است، می‌تواند درجذب سرمایه‌گذار خارجی و افزایش مبادلات تجاری نقش مهمی ایفا کرده و افزایش رشداقتصادی را درپی خواهد داشت.

۵) نتایج در طی دوره مذکور نشان از این دارد که طبق انتظار تئوریک، افزایش درآمدهای نفتی (به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی) در کشورهای منتخب با سطح معنی‌داری بالا و در هر سه الگوی تصریحی اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته و ضرایب برآوردی به‌ترتیب معادل ۰/۴۲ درصد، ۰/۴۷ درصد و ۰/۵۱ درصد بوده است، لذا وابستگی رشد اقتصادی کشورهای منتخب به درآمدهای نفتی کاملاً مشهود است.

لذا با توجه به نتایج به‌دست آمده تأیید شد که اولاً، «سطح بالاتر فساد، رشد اقتصادی کشورهای نفتی را کاهش می‌دهد» چرا که ۱) فساد با نقش بازدارندگی پیش‌روی سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های اقتصادی بخش خصوصی موجب کاهش تولید و

درآمدها و افزایش هزینه‌های دولتی می‌شود. ۲) فساد روند کار بازار و تخصیص منابع را مختل می‌کند، به این دلیل که توان دولت را برای وضع مقررات کنترلی و نظارت‌های مورد نیاز برای اصلاح نقایص بازار کاهش می‌دهد. ۳) چنانچه دولت یا دولتمردان برای سوء استفاده و با هدف کسب منافع در امور دخالت کنند – مانند ایجاد انحصارهای دولتی برای منافع شخصی- خود به خود کارایی و بهره‌وری اقتصادی کاهش یافته و سطح تولید افت می‌کند. ۴) فساد انگیزه بخش خصوصی را از بین می‌برد و این بخش فعال را به سمت رانت‌جویی سوق می‌دهد و توان فعالیت‌های موثر و سازنده را کمتر می‌کند. ۵) فساد به‌صورت مالیات اضافی عمل کرده و هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد و مانع ورود بنگاه‌های اقتصادی به بازار می‌شود. ۶) فساد موجب کاهش یا اختلال نقش دولت – مانند اجرای قرارداد ها، حمایت از حقوق مالکیت خصوصی و ...- می‌شود. زمانی‌که افراد خارج از تعهد خود عمل می‌کنند یا غیر از آنچه در قراردادها ذکر شده است، انجام می‌دهند یا به‌دلیل وجود فساد از حقوق مالکیت خود سوء استفاده کنند، در حقیقت یکی از نقش‌های اصلی دولت مخدوش شده و این مسئله تأثیر منفی بر رشد خواهد داشت. ۷) هم‌چنین فساد، قانون‌مندی اقتصاد بازار را زیر سؤال می‌برد و اقتصاد بازار را کند و حتی متوقف می‌سازد.

ثانیاً، طبق نتایج تأیید شد «افزایش تمرکززدایی، رشد اقتصادی کشورهای نفتی را افزایش می‌دهد»، چرا که درچارچوب تمرکززدایی می‌توان انتظار داشت که کارایی منافع عمومی، رقابت‌پذیری، کاهش اندازه و دخالت دولت و پاسخگویی افزایش یابد، که همه این موارد می‌تواند به افزایش رشد اقتصادی بیانجامد.

ثالثاً، تأیید شده است که «اثرات منفی فساد مالی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب نفتی با اعمال تمرکززدایی کاهنده خواهنده بود»، چراکه اقدام به تمرکززدایی در بین دولت‌ها در ابعاد مختلف اعم از هزینه‌ای (مخارج) و درآمدی با کاهش اثرات منفی فساد مالی می‌تواند به رشد اقتصادی منجر شود. در حقیقت می‌توان ادعا کرد که یکی از سازوکارهای مهم برای مقابله با فساد و کاهش اثرات آن، انتقال قدرت و انحصار و مسئولیت‌های مالی، سیاسی و مدیریتی از دولت مرکزی به دولت‌های میانی و محلی و یا بخش خصوصی است، که همین امر می‌تواند منجر به کاهش اثرات منفی فساد بر رشد اقتصادی شود.

۷- جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی

آنچه در سال‌های اخیر در محافل علمی درخصوص علل رشد اقتصادی مطرح شده، نقش عواملی هم‌چون تمرکززدایی و فساد در الگوهای رشد است. برخی نتایج مطالعات حکایت از ارتباط معنی‌دار و قوی بین تمرکززدایی با رشد اقتصادی دارند، درحالی‌که در تعدادی از مطالعات تجربی، تمرکززدایی تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته یا اینکه برای ایجاد اثرات مثبت تمرکززدایی بر رشد بایست دیگر الزامات و بسترها هم‌چون ساختارهای رقابتی و شفاف و نظارت دولت مرکزی نیز وجود داشته باشد. هم‌چنین بر روی اثرات تمرکززدایی بر فساد و به‌دنبال آن بر رشد نیز نتیجه واحد و یکسان نمی‌باشد. برخی مطالعات نشان از اثرات مثبت تمرکززدایی بر کاهش فساد دارند، درحالی‌که در سایر مطالعات این امر مشروط به وجود احزاب قوی و آزادی بیان و انتشار شفاف اطلاعات است. اندک مطالعات تجربی نیز تمرکززدایی و فدرالیسم را عامل افزاینده فساد می‌دانند.

از این‌رو با توجه به اهمیت موضوع، درمقاله حاضر نیز تلاش شده است به بررسی ارتباط بین رشد با تمرکززدایی و فساد در بین کشورهای نفتی پرداخته شود، لذا درجهت پاسخ به فرضیه‌های تحقیق برای کشورهای نفتی، ابتدا مبانی نظری و مطالعات تجربی مرتبط با تمرکززدایی و فساد با رشد اقتصادی اشاره شده و درنهایت با معرفی الگوهای رشد مشتمل بر متغیرهای اقتصادی کنترلی و متغیرهای اصلی تمرکززدایی مالی و فساد، این مدل‌ها در شرایط مختلف تخمین زده شده تا میزان و نحوه اثرگذاری شاخص‌های مختلف تمرکززدایی و فساد بر رشد اقتصادی کشورهای نفتی مشخص شود.

نتایج کلی به‌دست آمده از برآورد الگوهای رشد بر ارتباط معنی‌دار و مستقیم بین شاخص کنترل فساد با رشد اقتصادی کشورهای نفتی تأکید دارد، لذا طبق نتایج حاصل می‌توان پیشنهاد داشت که *کشورهای نفتی که به‌دنبال افزایش رشد اقتصادی و درپی آن بهبود رفاه و درآمد سرانه می‌باشند، بایستی برنامه جدی جهت مقابله و ریشه کنی فساد پیاده کنند و تا زمانی که فساد مالی درسطح بالایی باشد، امکان تحقق رشد اقتصادی مداوم و مستمر وجود ندارد*، از این رو باید گفت که تأیید درستی فرضیه تحقیق تأکیدی بر این بوده که افزایش فساد، هزینه‌های اقتصادی بر کشورها تحمیل کرده و عامل بازدارنده رشد و توسعه کشورها است.

هم‌چنین طبق نتایج مشخص شده است که با تمرکززدایی درآمدی و هزینه‌ای، رشد اقتصادی کشورهای نفتی افزایش خواهد یافت. بیشتر کشورهای نفتی دارای ساختاری متمرکز و دارای دولتی با اندازه بزرگ و دربرگیرنده انحصار در حوزه منابع و مسائل تصمیم‌گیری هستند، *لذا پیشنهاد مقاله چنین است چنانچه تمرکززدایی در کشورهای نفتی صورت گیرد، شاهد افزایش کارایی و بهره‌وری در توزیع منابع و ثروت در سطح ملی شده و حاصل این امر به افزایش رشد اقتصادی کمک خواهد کرد، لذا برپایه، نتایج، چنانچه کشورهای نفتی درنظر دارند رشد اقتصادی پرشتاب و پایدار داشته باشند، بایست از ساختار متمرکز کم کرده و به سمت تمرکززدایی منابع مالی، درآمدی و هزینه‌ای پیش بروند و تاحد امکان به واگذاری امور به دولت‌های محلی و منطقه‌ای اقدام کنند.*

همچنین طبق نتایج تحقیق باید پیشنهاد شود کشورهایی که از ساختار درگیر با فساد مالی و اقتصادی رنج می‌برند، درصورت اتخاذ سیاست‌های تمرکززدایی و کاهش تمرکز اختیارات و توزیع منابع به مناطق و دولت‌های محلی قادر خواهند بود تاحدودی به اثرات منفی و بازدارنده فساد بر رشد اقتصادی فائق آیند.

هم‌چنین دیگر نتایج تحقیق حکایت از این دارد که حرکت کشورهای نفتی به‌سمت بازارهای جهانی و افزایش آزادسازی و باز بودن اقتصادی و تجاری و حذف موانع تجاری در میان کشورها، سبب بهبود رشد اقتصادی کشورهای مذکور شده و افزایش رشد تولید ناخالص داخلی آنها را در پی داشته است. جذب سرمایه‌گذاری خارجی و داخلی نیز دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی کشورها می‌باشد. تجربه کشورها حاکی از آن است که ورود سرمایه‌های خارجی به‌دلیل رشد پیشرفت‌های تکنولوژیکی که درپی‌دارد، سبب بهبود رشد اقتصادی کشورها خواهد شد. هم‌چنین طی دوره مورد بررسی برای کشورهای منتخب نفتی، بهبود توسعه انسانی کشورها که با افزایش سرمایه انسانی و انباشت دانش و مهارت نیروی کار و نیز ارتقای وضعیت بهداشتی و رفاهی جامعه سنجیده می‌شود، اثر مثبت بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه داشته است.

منابع

۱. رهبر، فرهاد، میرزاوند، فضل‌الله و زال‌پور، غلامرضا (۱۳۸۱). *بازشناسی عارضه فسادمالی، ماهیت، گونه ها، پیامدها و آموزه‌های تجربی*، جهاد دانشگاهی دانشکده اقتصاد تهران، تهران، مؤسسه نشر جهاد

۲. سپهر دوست، حمید، فطرس، محمدحسن و برجیسیان، عادل (۱۳۹۵). *بررسی مقایسه‌ای کانال‌های تأثیرگذاری فساد بر رشد اقتصادی در اقتصادهای رانتی و غیررانتی*، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، دوره ۳، شماره ۱، شماره پیاپی ۸، صفحه ۵۹-۸۸

۳. سمیعی، حسن (۱۳۴۸). *حقوق جزا*، انتشارات شرکت مطبوعات

۴. عباسی، ابراهیم، رستگارنیا، فاطمه و حسینو، مهدی (۱۳۹۴). *بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت و رشد اقتصادی استان‌ها*، فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، مؤسسه عالی اموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، سال ۲۰ شماره ۲، صص ۱۹-۳

۵. علم، ام. شهید (۱۳۶۸). *کالبدشناسی فساد، گزیده مسائل اقتصادی ـ اجتماعی*، شماره ۹۷ و ۹۸.

۶. فرزین‌وش، اسدا... و غفاری‌فرد، محمد (۱۳۸۵). *بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بررشد و ثبات اقتصادی در ایران*، مجله تحقیقات اقتصادی تهران، دوره ۴۱، شماره ۶.

۷. گزارش توسعه جهانی در سال ۱۹۹۷، (۱۳۷۸). *نقش دولت در جهان در حال تحول*، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

۸. محمودی، وحید (۱۳۸۶). *تمرکززدایی و اصلاحات ساختاری برای توسعه کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی*، مجموعه مقالات همایش بین‌المللی بنای آینده‌ای مطمئن برای آسیای جنوب غربی، مجمع تشخیص مصلحت نظام ۱۳۸۶.

۹. مؤسسه تحقیقات تدبیر اقتصاد، فساد مالی و اقتصادی (ریشه‌ها، پیامدها، پیشگیری و مقابله)، ج ۱، صص ۲۹ـ۲۵

10. Abed, George T., & Sanjeev Gupta (2002). The Economics of Corruption: An Overview, IMF, 270-294

11. Altunas, Y., & Thornton, J. (2012). Fiscal Decentralisation and Governance. Public Finance Review, 40(1), 66-85.

12. Shleifer A., & Vishny R.W. (1993). "Corruption," NBER Working Papers 4372, National Bureau of Economic Research, Inc.
13. Arikan, G. (2004). Fiscal decentralization: a remedy for corruption? International Tax and Public Finance 11(2), 175-195.
14. Bowles, R. (1997). Casual police corruption and the Economics of crime, International Review of Law and Economics, 17, 75-87.
15. Choi, J.P.,& Marcel, T. (2002). Corruption and the shadow economy. CESifo Working Paper 633(2)
16. Davoodi, H., & Zou, H. (1999). Fiscal decentralization and economic growth: A cross-country study. Journal of Urban Economics, 43, 244-257.
17. de Mello, L., & Barenstein, M. (2001) Fiscal Decentralization and Governance: A CrossCountry Analysis. International Monetary Fund Working Paper 01/71. Washington, D.C.
18. de Saran, J., & Olivier P. (1999). A moral economy of corruption in Africa? The Journal of Modern African Studies, 37, no.1:25.
19. Enikolopov, R., & Zhuravskaya, E. (2007) Decentralization and political institutions, Journal of Public Economics, 91, 2261-2290.
20. Fisman, R., & Gatti, R. (2002) Decentralization and Corruption: Evidence Across Countries. Journal of Public Economics, 83, 325-435.
21. Glaeser, Edward L., & Claudia G. (2004). Corruption and Reform: Introduction National Bureau of Economic Research Working Paper 10775
22. Gründler, K., & Potrafke, N. (2019). Corruption and Economic Growth: New Empirical Evidence, ifo Working Paper, European Journal of Political Economy, No.309, 1-35
23. Habib, M and Zurawicki, L. (2002). Corruption and Foreign Direct Investment. Journal of International Business Studies, 33(2): 291-307
24. Huther, J., & Shah, A. (1998). Applying a Simple Measure of Good Governance to the Debate on Fiscal Decentralization. World Bank Policy Research, Working Paper 1894, World Bank: Washington, DC
25. Huther. J and Shah. A. (2002). Applying a simple Measure of Good Governance to the debate on Fiscal Desentralization, World Bank Group, Washington, DC
26. Iimi, A. (2005). Decentralization and economic growth revisited: An empirical note, Journal of Urban Economics, 57, 449–461.
27. Isaac, E., & Francis T. L. (1999) "Bureaucratic Corruption and Endogenous Economic Growth," Journal of Political Economy, vol. 107, number 6, part 2, 280-315.
28. Krueger. A. (1974). The Political Economy of the Rent-Seeking Society, American Economic Review, 291-303
29. Kyria, A. P., & Roca-Sagales, O. (2011). Fiscal Decentralization and Government Quality in the OECD, Economics Letters, 111, 191-193.

30. Lambsdorff, J., G. (1999). Corruption in international research- a review, Transparency International Working Paper, Berlin. www.Transparency.de [10.11.00], 1999a
31. Lederman, D., Loayza, N., & Soares, R. (2005). Accountability and corruption: political institutions matter, Economics and Politics, 17(1), 1–35.
32. Lessman, C., & Markwardt, G. (2010). One Size Fits All? Decentralization, Corruption and the Monitoring of Bureaucrats. CESifo 2662.
33. Lucas, Robert E. (1988). On the Mechanics of Economic Development, Journal of Monetary Economics, 22,42-58.
34. Mankiw, G.N., Romer, D., & Weil, D.N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, 107: 407-37.
35. Martinez,V. J., & Robert M.M. (2003). Fiscal decentralization and economic growth. World Development 31, no.9:1597
36. Mauro.P. (1995). Corruption and Growth. The Quarterly Journal of Economics.August 110.681-712
37. Mauro. P. (1997). The Effects of Corruption on Growth, Investment and Government Expenditure: A Cross-Country Analysis. In Kimberly and Elliot editor. Corruption in the Global Economy (Washington Institue for International Economics)
38. Nupia, O. (2007). Decentralisation, Corruption, and Political Accountability in Developing Countries. Universitat Pompeu Fabra Working Paper.
39. Paldam, M. (1999). Corruption and religion. Adding to the economic model, Department of Economics, University of Aarhus, unpublished mimeo
40. Paldam, M. (1999). The big pattern of Corruption: Economics, Culture and the seesaw dynamics, working paper No. 1999-11, Department of Economics, University of Aarhus.
41. Posner, Richard.A. (1975). The Social Costs of monopoly and Regulation, Journal of Political Economy, 83(4), 807-827
42. Rama, Martin, (1993). Rent Seeking and Economic growth: A Theorical Model and some emprical evidence, Journal of Development Economic, Vol.42, 36-50
43. Romer, Paul M. (1990). Endogenous Technological Change, Journal of Political Economy, 96, S71 {S102.
44. Rondinelli, D. (1981). Government decentralization in comparative percpective: Theory and practice in developing countries. International Review of Administrative Sciences 47(2),133-145
45. Rose – Ackerman, Rose (1978). Corruption. A Study in Political Economy. American Political Sience Review, 61(2), 417-427

46. Schneider, F. (2002). Size and Measurement of the Informal Economy in 110 Countries, Around the World, NBER Working Paper 7765
47. Shleifer, Andrei and Robert W.Vishny (1993). Corruption. The Quarterly Journal of Economic 108(3),599
48. Shleifer, Andrei & Vishny, Robert W. (1993). Corruption." Quarterly Journal of Economics, 108(3), 599-617.
49. Shon Jongmin & Yoon Kyoung Cho, (2019), Fiscal Decentralization and Government Corruption: Evidence from U.S. States, Public Integrity Journal, Volume 22, 2020 - Issue 2, 187-204
50. Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. The Quarterly Journal of Economics, 70, 65-94
51. Thießen, U. (2003) Fiscal Decentralization and Economic Growth in High-Income OECD Countries, Fiscal Studies, 24, 237–274.
52. Thornton, J. (2007) 'Fiscal Decentralization and Economic Growth Reconsidered, Journal of Urban Economics, 61, 64-70.
53. Transparency International (2004). Corruption Perception Index 2004, www.Transparency.de/index.html
54. Transparency International (2007). Corruption Perception Index 2007, www.Transparency.de/index.html
55. Tullock, Gordon (1967). The Welfare costs of Tariffs, Monopolies and Thefts, western Economic Journal, 224-232
56. Waller, Christopher J., Thierry Verdier, and Roy Gardner (2018). Corruption: Top down or bottom up? Economic Inquiry , 40(4), 688

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۹/ ص ۷۳۶-۷۱۷

شکوفایی انسانی و کارایی فنی: شواهدی از پانل دیتا

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.3.9.4

زهرا منتظری[۱]، محسن رنانی*[۲]، ایرج کاظمی[۳]، علیمراد شریفی[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، Montazeri.eco@ase.ui.ac.ir

۲. استاد اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، renani@ase.ui.ac.ir

۳. دانشیار آمار، دانشکده ریاضی و آمار، دانشگاه اصفهان، ikazemi@sci.ui.ac.ir

۴. دانشیار اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، alimorad@ase.ui.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۰۸

چکیده

براساس دیدگاه جیمز هکمن توسعه انسانی، توسعه اقتصادی است، به این معنا که پرورش انسان‌هایی شکوفا و توانمند از کانال پرورش مهارت‌های با ارزش تحت تأثیر عوامل مختلف (محیط، مدرسه و سرمایه‌گذاری والدین)، منجر به کاهش نابرابری، افزایش بهره‌وری اقتصادی و ظرفیت تولید می‌گردد. انباشت این مهارت‌ها در بزرگسالی، سبب دستاوردهای مختلفی می‌شود که هکمن و کوربین (۲۰۱۶) آن را شکوفایی انسانی می‌نامند، لذا شاخصی با عنوان شاخص شکوفایی انسانی (HFI) برای اولین بار در این مطالعه مطرح و محاسبه می‌گردد.

بر این اساس، مطالعه حاضر با برقراری پیوندی بین تئوری هکمن و تحلیل کارایی از طریق وارد کردن HFI به‌عنوان پروکسی از سرمایه انسانی در تابع تولید و بهره‌گیری از مدل تحلیل مرزی تصادفی (SFA) باتیس و کوئلی (۱۹۹۳؛۱۹۹۵)؛ به بررسی کارایی فنی تولید گروه کشور منتخب و شناسایی عوامل مؤثر بر آن در بازه زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۳ میلادی می‌پردازد.

برآورد تابع تولید مرزی و مدل اثرات ناکارایی حاکی از اثر مثبت و معنادار HFI بر تولید سرانه گروه کشور مورد بررسی و چهار عامل سن رسمی ورود به آموزش پیش دبستانی، نسبت دانش آموز- معلم (پیش دبستانی)، درصد ثبت‌نام در آموزش ابتدایی در مؤسسات خصوصی و نسبت ثبت‌نام ناخالص (متوسطه) بر کارایی فنی تولید است. هم‌چنین نتایج حاکی از روند افزایشی HFI و کارایی فنی گروه کشور منتخب در طول دوره می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: C12; C23; J24; O15

واژه‌های کلیدی: شاخص شکوفایی انسانی، اثرات ناکارایی، داده‌های پانل، کارایی فنی

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۳۳۱۶۲۶۷۳

۱- مقدمه

براساس تحقیقات گسترده «جیمز هکمن»، اقتصاددان برنده جایزه نوبل، توسعه انسانی توسعه اقتصادی است و جوامع به شرطی می‌توانند به توسعه اقتصادی دست پیدا کنند که انسان‌های توسعه‌یافته‌ای داشته باشند، چرا که ریشه بسیاری از مشکلات اجتماعی اقتصادی جوامع، به نابرابری در مهارت‌ها و توانمندی‌های افراد یک جامعه بر می‌گردد (هکمن، ۲۰۰۸)[1]. افراد در طیف وسیعی از توانایی‌ها متفاوت هستند و این تفاوت‌ها بخش قابل توجهی از تمایز در موفقیت‌های اجتماعی اقتصادی آتی آن‌ها را موجب می‌شود. شکاف در مهارت‌های شناختی[2] و غیرشناختی[3] بین افراد از گروه‌های اجتماعی اقتصادی مختلف در اوان کودکی و سال‌ها قبل از اینکه کودک به مدرسه برود شروع می‌شود (کان‌ها و هکمن، ۲۰۰۷)[4].

بدین‌ترتیب استراتژی مؤثر برای ارتقاء توسعه انسانی مبتنی بر سه رویکرد نقش قوی خانواده، اهمیت تعدّد مهارت‌ها و تکنولوژی شکل‌گیری مهارت‌ها مبتنی است (هکمن و کوتز، ۲۰۱۳)[5]. بر اساس رویکرد اول، معیار دقیق محرومیت در ادبیات توسعه انسانی کیفیت والدگری است نه معیارهای مرسوم فقر که بر جریان درآمد خانواده و تحصیلات والدین تمرکز می‌کنند و در بحث‌های سیاستی مورد استفاده قرار می‌گیرند. نابرابری در والدگری و عدم حمایت کودکان در مدارس از دلایل اصلی نابرابری در مهارت‌های بزرگسالی است (کوتز و همکاران، ۲۰۱۴)[6].

رویکرد دوم، یعنی اهمیت تعدد مهارت‌ها، بیانگر ضرورت کسب مهارت‌های مختلف برای عملکرد موفق در جامعه می‌باشد. مهارت‌های شناختی و غیرشناختی بر موفقیت‌های اقتصادی و اجتماعی تأثیر گذارند و اثرات مستقیمی بر سطح دستمزد، سطح تحصیل، مشارکت در جرم، بارداری در نوجوانی، مصرف مواد مخدر و مشارکت در سایر فعالیت‌های انحرافی دارند (کان‌ها و هکمن، ۲۰۰۷) و (کان‌ها و همکاران، ۲۰۰۶)[7].

---

1. Heckman

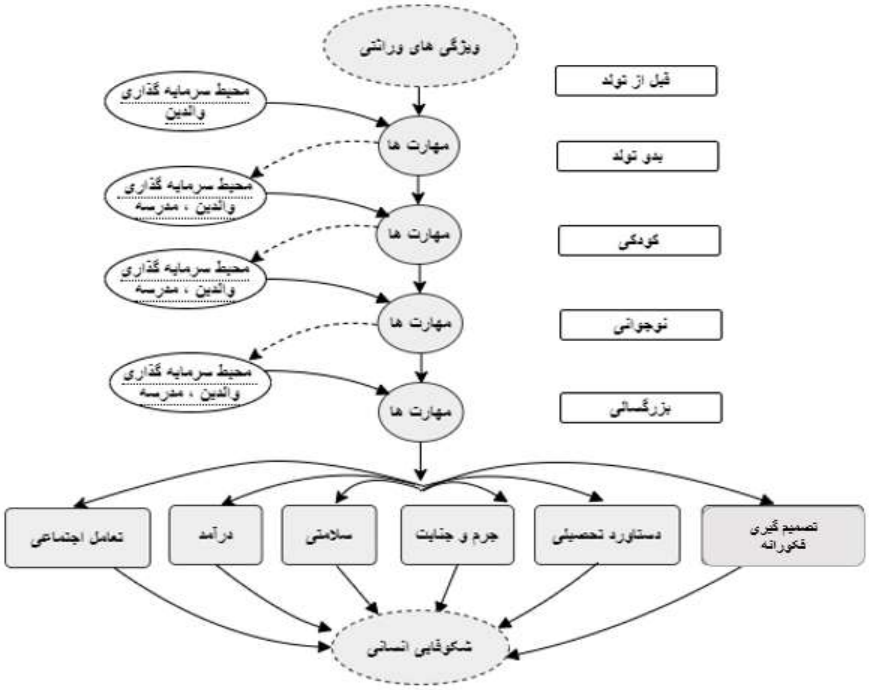
۲. مهارت‌های شناختی شامل توانایی‌های ذهنی هستند که در فعالیت‌های فکری از جمله خواندن، نوشتن و محاسبات استفاده می‌شوند (گرین، ۲۰۱۱).

۳. مهارت‌های غیرشناختی شامل صفات شخصیتی، نگرش‌ها و انگیزه‌ها می‌باشند (بورفانس و همکاران، ۲۰۰۸)؛ نظیر پشتکار، وجدان کاری، خود کنترلی، توجه، عزت نفس و خود کارآمدی، تاب آوری در برابر سختی‌ها، پذیرش تجربه‌های جدید، همدلی، فروتنی، تحمل عقاید مختلف و توانایی تعامل مؤثر در جامعه (هکمن و کوتز، ۲۰۱۳).

4. Cunha & Heckman
5. Heckman & Kautz
6. Kautz et al.
7. Cunha et al.

رویکرد سوم مبتنی بر تکنولوژی شکل‌گیری مهارت‌ها است و به بالا بودن بازده اقتصادی سرمایه‌گذاری‌های اولیه اشاره می‌کند. سرمایه‌گذاری‌های اولیه کارایی را افزایش و نابرابری را کاهش می‌دهند. این تکنولوژی توضیح می‌دهد که چرا تکامل مهارت‌های والدگری و کیفیت سرمایه‌گذاری برای کودکان کم سنِ محروم، از راهبردهایی است که از نظر اجتماعی منصفانه و از نظر اقتصادی کارا می‌باشد (هکمن و موسو، ۲۰۱۴)[1].

هکمن و کوربین (۲۰۱۶)، خروجی این تکنولوژی که ماحصل انباشت مهارت‌ها در بزرگسالی و متأثر از سرمایه‌گذاری‌های مختلف (محیط، مدرسه و سرمایه‌گذاری والدین) در هر دوره از زندگی فرد می‌باشد را «شکوفایی انسانی» می‌نامند، که شامل مجموعه‌ای از دستاوردهای اجتماعی، اقتصادی و سلامتی می‌باشد.



منبع: هکمن و کوربین، ۲۰۱۶[2]

نمودار ۱. تکنولوژی شکل‌گیری مهارت

1. Heckman & Mosso
2. Heckman & Corbin

به این ترتیب تمرکز این مطالعه بر بخش پایانی این تکنولوژی و بررسی توانمندی و شکوفایی نیروی کار یک جامعه تحت تأثیر عوامل مختلف و اثر آن بر دستاوردهای اقتصادی نظیر ارتقاء کارایی و توان تولید می‌باشد، لذا در این مطالعه شاخصی با عنوان «شاخص شکوفایی انسانی»[1] برای اولین بار و به‌عنوان بسطی از شاخص توسعه انسانی[2]، مطرح و با استفاده از متدولوژی محاسبه HDI برای گروه کشور مورد مطالعه در بازه زمانی ۲۰۰۳-۲۰۱۷ محاسبه می‌شود.

بر این اساس، مطالعه حاضر در راستای تبیین اهمیت مهارت‌ها در پرورش نیروی کار مولد و توانمند، دستیابی به ظرفیت تولیدی و بهره‌وری اقتصادی بیشتر؛ با برقراری ارتباط و پیوندی بین تئوری هکمن و مبحث تحلیل کارایی از طریق وارد کردن HFI در تابع تولید و بهره‌گیری از مدل تحلیل مرزی تصادفی باتیس و کوئلی (۱۹۹۳؛ ۱۹۹۵) برای داده‌های پانلی کشورهای[3] منتخب، ضمن برآورد کارایی فنی تولید و ارزیابی اثر HFI بر تولید سرانه (پرسش اول این مقاله)، عوامل مؤثر بر ناکارایی فنی تولید را نیز شناسایی می‌کند (پرسش دوم این مقاله). مورد دوم از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا تعیین منشأ ناکارایی فنی، درک روشنی پیرامون دلایل عدم کارایی در اختیار سیاست‌گذاران قرار می‌دهد و می‌تواند سیاست‌های بالقوه‌ای را پیشنهاد دهد که بهره‌وری بخش مورد مطالعه را افزایش دهند.

در ادامه، سایر بخش‌های مقاله به این شرح است. بخش ۲، به پیشینه تحقیق می‌پردازد. بخش ۳، یک چارچوب تجربی مبتنی بر مدل تحلیل مرزی تصادفی باتیس و کوئلی (۱۹۹۳؛۱۹۹۵) را ارائه می‌دهد. بخش ۴، به معرفی متغیرها و چگونگی محاسبه HFI اختصاص دارد. بخش ۵، گزارش نتایج برآورد شده و بخش ۶ بحث و نتیجه‌گیری را پوشش می‌دهد.

۲- پیشینه تحقیق

هکمن، استیکس رود و اورزا[4] (۲۰۰۶)، در مقاله‌ای با عنوان «اثر مهارت‌های شناختی و غیرشناختی بر دستاوردهای بازار کار و رفتار اجتماعی»، نشان می‌دهند که

1. Human Flourishing Index (HFI)
2. Human Development Index (HDI)
۳. بیشتر مطالعات در مورد تجزیه و تحلیل مرزهای تصادفی (SFA) شامل بهره‌وری و کارایی واحدهای تولیدی بنگاه‌ها یا مزارع است، اما استفاده از روش مشابه برای واحدهای تولیدی جامع‌تر مانند شهرستان‌ها یا کشورها غیرمعمول نیست. مطالعات متعددی نیز با در نظر گرفتن کشورها به‌عنوان واحدهای تولیدی انجام شده است. از جمله رائو و اودانل (۲۰۰۴)، اودانل، رائو و باتیس (۲۰۰۸) و کامباهاکار (۲۰۱۰).
4. Heckman, Stixrud, and Urzua

مهارت‌های شناختی و غیرشناختی، انواع دستاورده‌ها رفتاری و بازار کار را توضیح می‌دهد. نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها حاکی از آن است که مهارت‌هایی که انتخاب‌های تحصیلی، دستمزد، اشتغال، تجربیات کاری و انتخاب شغل را توضیح می‌دهند، انواع رفتارهای پر خطر مرتبط نظیر بارداری و ازدواج در نوجوانانی، مصرف سیگار و ماری جوانا و مشارکت در فعالیت‌های غیرقانونی را نیز توضیح می‌دهند. کان‌ها و هکمن (۲۰۰۷) نیز در راستای تبیین اهمیت شکل‌گیری طیف وسیعی از مهارت‌ها در ادوار مختلف زندگی در مقاله‌ای با عنوان «تکنولوژی شکل‌گیری مهارت‌ها» مدلی از شکل‌گیری مهارت‌ها که یافته‌های مختلف موجود در ادبیات رشد کودک و مداخلات دوران کودکی را توضیح می‌دهد، توسعه داده‌اند. هسته اصلی مدل آن‌ها تکنولوژی است که دارای ویژگی‌های خود بهره‌وری، مکمل پویا و تکثیر مهارت است. هانوشیک و وسمن[1] (۲۰۰۸)، در مطالعه دیگری با عنوان «نقش مهارت‌های شناختی در توسعه اقتصادی» نقش مهارت‌های غیرشناختی در ارتقاء رفاه اقتصادی با تمرکز ویژه بر کمیت و کیفیت مدارس را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از ارتباط قوی مهارت‌های شناختی مردم با درآمد فردی، توزیع درآمد و رشد اقتصادی می‌باشد. هم‌چنین مقایسه‌های بین‌المللی روشن می‌سازد که از بین بردن شکاف اقتصادی کشورهای در حال توسعه با کشورهای توسعه یافته به تغییرات ساختاری اساسی در مؤسسات آموزش و پرورش نیاز دارد. به‌دلیل اهمیت نقش مهارت‌ها در آینده اجتماعی اقتصادی جوامع در سال‌های اخیر نیز مطالعاتی در این حوزه انجام شده است که می‌توان به مطالعه گارسیا و همکاران[2] (۲۰۱۸) با عنوان «تفاوت‌های جنسیتی در منافع حاصل از یک برنامه مؤثر اوان کودکی»، اشاره کرد. آن‌ها منافع بلندمدت حاصل از یک برنامه مؤثر اوان کودکی که خانواده‌های محروم را هدف قرار می‌دهد برآورد می‌کنند. نتایج بیانگر اثرات بلندمدت و قابل توجه این برنامه بر سلامتی، درآمد شغلی آتی کودکان، جرم، تحصیل و درآمد شغلی مادران همراه با کسب درآمد بیشتر برای مردان است. هکمن، هامفریز و ورامندی[3] (۲۰۱۸) نیز در مطالعه دیگری با عنوان «بازدهی نسبت به آموزش: اثرات علّی آموزش بر درآمد، سلامتی و مصرف سیگار»، یک مدل پویا قوی از تحصیل و پیامدهای علّی آن برای درآمد، سلامتی و مصرف سیگار را

1. Hanushek & Woessmann
2. García et al.
3. Heckman, Humphries, & Veramendi

برآورد و نحوه اثرگذاری افزایش مهارت‌های شناختی و غیرشناختی بر دستاوردها و انتخاب‌های تحصیلی را بررسی می‌کنند. آنها دریافته‌اند که هر دو مهارت‌های شناختی و غیرشناختی در هر سطح از تحصیل بر دستاوردها و انتخاب‌های تحصیلی، اثرگذار هستند و تحصیل اثر زیادی بردرآمد، سلامتی و رفتارهای سالم دارد.

۳- چارچوب تجربی

روش‌های اندازه‌گیری کارایی را می‌توان به دو دسته ناپارامتری شامل تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)[1] و روش پارامتری شامل تحلیل مرزی تصادفی (SFA)[2] تقسیم‌بندی نمود. روش (SFA)، تعریف بهتری از کارایی بر پایه نظریه اقتصاد ارائه می‌دهد، یا به‌عبارت دیگر این روش با مباحث نظری تولید در توضیح روابط بین عوامل تولید و محصول، سازگاری بیشتری دارد. مدل‌های مرزی تصادفی که به‌طور همزمان توسط ایگنر و همکاران[3] (۱۹۷۷)، میوسن و ون دن بروک[4] (۱۹۷۷) و باتیس و کورا[5] (۱۹۹۷) توسعه یافته‌اند، از سه جزء تشکیل شده‌اند: جزء معین تابع تولید، جزء تصادفی و جزء اثر ناکارایی. ازآنجایی‌که مؤلفه خطا از دو جزء تشکیل شده است؛ معمولاً به مدل‌های مرزی تصادفی «مدل‌های خطای ترکیبی»[6] گفته می‌شود.

گیان ناکاس و همکاران[7] (۲۰۰۳)، پیرامون مدل سازی مرزی تصادفی فرم‌های تبعی مختلفی را با بهره‌گیری از تابع تبدیل BOX-COX تحت قیود پارامتری مختلف ارائه داده‌اند که در این مطالعه از فرم تبعی کاب- داگلاس معرفی شده جهت برآورد کارایی فنی با استفاده از مدل مرزی تصادفی باتیس و کوئلی (۱۹۹۳؛ ۱۹۹۵) استفاده می‌شود:

$$\ln Y_{it} = \alpha_{.} + \sum_{j=1}^{J} \alpha_j \ln X_{jit} + \beta t + \sum_{j=1}^{J} \gamma_j \ln X_{jit} t + e_{it} \qquad (1)$$

که اندیس‌های i $(i = 1,2,...,N)$ واحدهای مقطعی؛ t $(t = 1,2,...,T)$ زمان و j $(j = 1,2,...,J)$ نهاده‌های به‌کار رفته می‌باشند. e_{it} خطای تصادفی و Y_{it} و X_{it} به‌ترتیب

1. Data Envelop Analysis
2. Stochastic Frontier Analysis
3. Aigner, Lovell & Schmidt
4. Meeusen & van den Broeck
5. Battese & Corra
6. Error-component Models
7. Giannakas et al.

بیانگر ستاده و نهاده هستند. α,β,γ نیز بردار پارامترهایی می‌باشند که باید برآورد شوند. طبق رویکرد تحلیل مرزی تصادفی معرفی شده توسط باتیس و کوئلی (۱۹۹۵)، e_{it} از دو بخش مستقل v_{it} و u_{it} تشکیل شده است به‌گونه‌ای که:

$$e_{it} = v_{it} - u_{it} \qquad (۲)$$

v_{it} خطای تصادفی دارای توزیع نرمال $N(۰,\sigma_v^۲)$ است که فرض می‌شود مستقل از u_{it} توزیع می‌شود، این خطا ناشی از حذف غیرعمدی متغیرهای مربوط به بردار نهاده، خطای اندازه‌گیری و خطاهای تقریب مربوط به انتخاب فرم تبعی می‌باشد. u_{it} متغیر تصادفی غیرمنفی مربوط به ناکارایی فنی تولید و دارای توزیع نرمال - منقطع $\overset{+}{N}(z_{it}\delta,\sigma_u^۲)$ (در صفر) می‌باشد که فرض می‌شود به‌طور مستقل از v_{it} توزیع می‌گردد. هم‌چنین ناکارایی فنی به‌عنوان یک تابع خطی از متغیرهای توضیحی مرتبط با ویژگی‌های خاص هر واحد تولیدی (اثرات ناکارایی) مطرح می‌شود تا امکان بررسی تغییرات کارایی بین آن‌ها را فراهم کند. در این فرمول بندی هر واحد در نمونه با مرز خودش روبرو می‌باشد. علاوه بر این مدل‌سازی ناکارایی فنی امکان تخمین سازگار مرز تصادفی و مدل اثرات ناکارایی در یک را مرحله فراهم می‌کند (ریف اشنایدر و استیونسون[1]، ۱۹۹۱؛ باتیس و کوئلی، ۱۹۹۵).[2]

$$u_{it} = z_{it}\delta + w_{it} \qquad (۳)$$

که z_{it} بردار متغیرهای توضیحی مؤثر بر ناکارایی فنی تولید در طول زمان و δ یک بردار پارامترهای مجهولی است که باید برآورد شود. w_{it} متغیر تصادفی است که با توزیع نرمال- منقطع $N(۰,\sigma_w^۲)$ تعریف می‌شود. نقطه قطع توزیع نرمال همان $-z_{it}\delta$ است و در آن $w_{it} \geq -z_{it}\delta$ می‌باشد. این فروض با فرض نرمال مقطع و غیرمنفی بودن u_{it} یعنی $u_{it} \sim N^{+}(z_{it}\delta,\sigma_u^۲)$، سازگار است (باتیس و کوئلی، ۱۹۹۵).

برای برآورد هم‌زمان پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی در معادله (۱) و مدل ناکارایی فنی در معادله (۳)، از روش حداکثر درستنمایی استفاده شده است. تابع درستنمایی و برآورد آن به‌طورکامل توسط باتیس و کوئلی (۱۹۹۳) مورد بحث قرار

---

1. Reifschneider & Stevenson

۲. این فرمول بندی جدا از پیش‌بینی و توضیح همزمان ناکارایی فنی دارای دو مزیت مهم است: الف) تا زمانی که اثرات ناکارایی تصادفی هستند و دارای توزیع مشخصی باشند، کارایی فنی ستاده محور متغیر در طول زمان و تغییرات فنی را به صورت جداگانه تعیین می‌کند، ب) نیازی نیست که کارایی فنی از یک الگوی زمانی خاص که برای همه بنگاه‌های موجود در نمونه مشترک است پیروی کند (گیان ناکاس و همکاران، ۲۰۰۳).

گرفته و پارامترهای واریانس تابع درستنمایی در قالب $\sigma^2 \equiv \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ و $\gamma \equiv \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$ برآورد شده‌اند. به این ترتیب، فرضیه‌های صفر از طریق اعمال قیودی بر مدل و استفاده از آماره آزمون نسبت درستنمایی[1] جهت تعیین معناداری هر یک از قیود، مورد آزمون قرار می‌گیرند. کارایی فنی تابع تولید هر کشور در هر سال نیز به‌عنوان نسبت ستاده مشاهده شده به ستاده مرزی مربوطه از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$(TE)_{it} = \exp(-u_{it}) \qquad (۴)$$

۴- داده‌ها و متغیر ها

جامعه آماری در این مطالعه ۴۵ کشور منتخب با داده‌های پانل در دسترس و برگرفته از وب سایت برنامه توسعه سازمان ملل متحد (UNDP)[2]، داده‌های موجود در بسته اطلاعات آماری تحت نام شاخص‌های توسعه جهانی[3] (WDI) و دفتر مواد مخدر و جرائم سازمان ملل متحد (UNODC)[4] برای بازه زمانی ۲۰۰۳-۲۰۱۷ می‌باشد.

۴-۱- متغیرهای جزء معین تابع تولید مرزی تصادفی و مدل اثرات ناکارایی

با توجه به معادله (۱)، متغیر وابسته درجزء معین تابع تولید مرزی تصادفی؛ تولید ناخالص داخلی (GDP)[5] سرانه و متغیرهای مستقل؛ سرمایه فیزیکی سرانه (k)، شاخص شکوفایی انسانی (HFI) و (t) به‌عنوان پروکسی از تغییرات فنی می‌باشند.

متغیرهای مربوط به مدل اثرات ناکارایی در معادله (۳) به‌عنوان پروکسی‌هایی از عوامل محیط، مدرسه و سرمایه‌گذاری والدین بر شکل‌گیری مهارت‌ها به شرح زیر می‌باشند:

z_1[6]: (واکسیناسیون- سرخک (درصد کودکان ۱۲-۲۳ ماهه))

---

۱. آماره آزمون نسبت درستنمانی به‌صورت $LR = -2\{Ln[(Ln(H_0)] - Ln[(Ln(H_1)]\}$ که $Ln(H_0)$ از برآورد فرم مقید و $Ln(H_1)$ از برآورد فرم نامقید به‌دست می‌آید. این آزمون آماری دارای توزیع مجانبی کای دو یا کای دو میکس با درجه آزادی برابر با تعداد قیود است (کوئلی، ۱۹۹۵؛ کوئلی و باتیس، ۱۹۹۶).

2. United Nations Development Programme
3. World Development Indicators
4. United Nations Office on Drugs and Crime
5. Gross Domestic Production
6. Immunization, measles (% of children ages 12-23 months)

z_2[1]: (سن رسمی ورود به آموزش پیش دبستانی)
z_3[2]: (نسبت دانش آموز- معلم، پیش دبستانی)
z_4[3]: (درصد ثبت‌نام در آموزش ابتدایی در مؤسسات خصوصی)
z_5[4]: (نسبت ثبت‌نام ناخالص، متوسطه، هر دو جنسیت)

۴-۲- مروری بر HDI و نحوه محاسبه HFI

براساس تکنولوژی شکل‌گیری مهارت‌ها، HFI دارای چهار بعد سلامت، آموزش، درآمد و جرم و جنایت است که سه بعد از این چهار بعد مربوط به HDI می‌باشد. بر این اساس شاخص HFI براساس متدلوژی محاسبه HDI[5]، تنها با اضافه شدن یک بعد دیگر یعنی جرم و جنایت و ساخت شاخص بعدی آن با عنوان «شاخص رفتار پرخطر» محاسبه می‌شود. داده مورد استفاده برای این شاخص، «کل جمعیت زندان»[6] می باشد. جمعیت زندان به استثنای زندانیان غیر کیفری که به دلایل اداری نگه داری می شوند، بیانگر تعداد کل افرادی است که در زندان ها، مؤسسات کیفری و اصلاح و تربیت در بازداشت به سر می برند و هنوز در تاریخ معین محکوم نشده‌اند. جدول (۱)، شامل معرفی ابعاد، شاخص‌های بعدی و نحوه محاسبه آن‌ها و در نهایت چگونگی محاسبه HFI می‌باشد.

1. Official entrance age to pre-primary education (years)
2. Pupil-teacher ratio, preprimary
3. Percentage of enrolment in primary education in private institutions (%)
4. Gross enrolment ratio, secondary, both sexes (%)
۵. «مطالب آموزشی برای تهیه گزارش‌های ملی توسعه انسانی، مارس ۲۰۱۵» را مشاهده کنید. این سند در اصل در سال ۲۰۱۱ با اطلاعاتی از طیف وسیعی از گزارش‌های توسعه انسانی و سایر انتشارات UNDP تهیه شده است.
6. Total prison population

جدول ۱. ابعاد، شاخص‌های بعدی و نحوه محاسبه HFI

بُعد	شاخص	شاخص بُعدی	محاسبه شاخص بُعدی	محاسبه HFI
سلامت	امید به زندگی در بدو تولد[3]	شاخص سلامت (I_H)	$I=\frac{actualV-\min V}{\max V-\min V}$ [2]	$HFI=\sqrt[4]{I_H.I_E.I_I.I_C}$ [1]
آموزش	میانگین سال‌های تحصیل[5]	شاخص آموزش[4] (I_E)		
	سال‌های مورد انتظار تحصیل[6]			
استانداردزندگی	درآمد ناخالص ملی	شاخص درآمد (I_I)		
جرم و جنایت	کل جمعیت زندان [7]	شاخص (کاهش) رفتار پرخطر (I_C)	$I_C=1-\frac{actualV-\min V}{\max V-\min V}$	

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه مقادیر میانگین HFI کشورها مورد بررسی در جدول (۲) آمده است. مشاهده می‌شود که کشورهای سوئد و فنلاند، به‌ترتیب با ۰/۹۱۴۳ و ۰/۹۱۱۹ بیشترین و کشورهای نیجر و بروندی، به‌ترتیب با ۰/۴۱۰۳ و ۰/۴۶۹۸ کمترین مقادیر میانگین HFI را به خود اختصاص می‌دهند. لازم به ذکر است که کشور ایران هم با مقدار ۰/۷۳۱۸، در جایگاه ۳۲ ام از بین ۴۵ کشور قرار دارد.

---

۱. برای محاسبه شاخص HFI مانند HDI از میانگین هندسی شاخص‌های بعدی در نظر گرفته شده استفاده می‌شود، چرا که میانگین حسابی، همه ابعاد را جانشین کامل یکدیگر در نظر می‌گیرد در حالی‌که در میانگین هندسی برای جبران کمبود یک بعد باید به مقادیر بیشتری از بعد دیگر اکتفا کرد (سانتوس و الکایر، ۲۰۱۱).

۲. Actual V معادل مقدار مطلق، min V معادل مینیمم مقدار و max V معادل ماکزیمم مقدار می‌باشد. مقادیر ماکزیمم و مینیمم برای امید به زندگی در بدو تولید به ترتیب ۸۵ و ۲۰ سال، برای میانگین سال‌های تحصیل به ترتیب ۱۵ و ۰ سال، برای سال‌های مورد انتظار تحصیل به ترتیب ۱۸ و ۰ سال و برای درآمد ناخالص ملی ۷۵ هزار دلار و ۱۰۰ دلار به قیمت ثابت سال پایه می‌باشند.

3. life expectancy at birth

۴. شاخص آموزش حاصل میانگین حسابی دو شاخص بعدی مربوط به میانگین سال‌های تحصیل و سال‌های مورد انتظار تحصیل می‌باشد.

5. mean years of schooling of population of ages 25 and over

6. expected years of schooling for children

۷. مقدار ماکزییم و مینیمم برای کل جمعیت زندان به ترتیب ۷۷۰ و ۲۰ نفر به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر می‌باشد.

جدول ۲. میانگین HFI گروه کشور منتخب در بازه زمانی۲۰۰۳-۲۰۱۷

کشور	HFI	کشور	HFI
سوئد	۰/۹۱۴۳	لبنان	۰/۷۷۳۳
فنلاند	۰/۹۱۱۹	شیلی	۰/۷۶۱۳
انگلستان	۰/۹۰۳۲	آلبانی	۰/۷۶۰۵
ژاپن	۰/۹۰۲۵	موریس	۰/۷۵۶۵
بلژیک	۰/۸۹۹۶	ترکیه	۰/۷۵۱۳
اسلونی	۰/۸۹۱۸	اکوادور	۰/۷۴۸۶
لوکزامبورگ	۰/۸۹۰۸	کاستاریکا	۰/۷۴۲۷
فرانسه	۰/۸۸۴۰	چین	۰/۷۳۴۱
اتریش	۰/۸۸۳۹	جمهوری اسلامی ایران	۰/۷۳۱۸
ایتالیا	۰/۸۷۴۳	کلمبیا	۰/۷۲۵۰
قبرس	۰/۸۷۴۰	پرو	۰/۷۰۲۶
یونان	۰/۸۶۳۶	اکراین	۰/۶۹۵۳
جمهوری چک	۰/۸۳۴۵	قرقیزستان	۰/۶۳۶۳
کرواتی	۰/۸۲۸۰	آفریقای جنوبی	۰/۶۳۴۱
لهستان	۰/۸۲۷۷	غنا	۰/۶۲۷۸
لتونی	۰/۸۲۷۲	السالوادور	۰/۶۱۹۳
پرتقال	۰/۸۲۴۷	ماداگاسکار	۰/۵۸۸۴
مجارستان	۰/۸۱۵۹	نپال	۰/۵۷۳۴
اسلواکی	۰/۸۱۵۴	لسوتو	۰/۵۲۷۳
رومانی	۰/۸۱۴۶	سنگال	۰/۵۲۰۶
استونی	۰/۷۹۶۰	بوروندی	۰/۴۶۹۸
بلغارستان	۰/۷۹۵۰	نیجر	۰/۴۱۰۳
مکزیک	۰/۷۸۴۶		

منبع : نتایج تحقیق

۵- نتایج تجربی

این بخش با استفاده از داده‌های ارائه شده در بخش قبل؛ نتایج آماری برآورد تابع تولید مرزی تصادفی تعریف شده در معادله (۱) و مدل اثرات ناکارایی فنی در معادله

(۳) را ارائه می‌دهد. پارامترهای برآوردی در تابع تولید و مدل اثرات ناکارایی فنی برای گروه کشور مورد مطالعه، همراه آماره t مربوط به هر یک از آن‌ها در جدول (۳) ارائه شده است. برآورد حداکثر درستنمایی مدل با استفاده از برنامه کامپیوتری فرونتر نسخه ۴/۱ انجام شده است (کوئلی (۱۹۹۴) مشاهده شود).

جدول ۳. نتایج برآورد تابع تولید مرزی تصادفی و مدل اثرات ناکارایی گروه کشور منتخب

مدل اثرات ناکارایی				تابع تولید مرزی تصادفی			
آماره t	ضریب	پارامتر	متغیر	آماره t	ضریب	پارامتر	متغیر
۸/۳۹۱	۰/۰۱۱	δ_1	z_1	۲۶/۶۲۵	۶/۷۵۶	$\alpha_.$	constant
-۱/۶۶۴	-۰/۰۳۳	δ_2	z_2	۲۲/۲۱۴	۰/۴۹۸	α_1	ln k
-۲/۷۹۵	-۰/۰۰۵	δ_3	z_5	۱۵/۳۹۹	۲/۹۸۰	α_2	ln HFI
-۳/۱۹۶	-۰/۰۰۴	δ_4	z_4	-۱۹/۸۴۲	-۰/۷۱۹	β	t
-۶/۷۹۳	-۰/۰۰۷	δ_5	z_5	۱۶/۷۷۷	۰/۰۵۰	γ_1	ln k.t
۱۷/۴۰۲	۰/۰۴۹	σ^2	Sigma-squared	-۱۳/۱۲۲	-۰/۳۳۵	γ_2	ln HFI.t
۱/۷۴۱	۰/۰۶۶	γ	σ_u^2 / σ^2				
۵۷/۶۹۷			Log- likelihood				

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آماری برآورد الگو در جدول (۳) حاکی از معنادار بودن ضرایب متغیرهای موجود در مدل شامل سرمایه فیزیکی، HFI، زمان و اثر متقابل آن با سرمایه فیزیکی و HFI است. HFI به‌عنوان متغیری که تبلوری از کیفیت نیروی کار یک جامعه می‌باشد، اثر مثبتی بر میزان تولید سرانه گروه کشور مورد بررسی دارد. میزان این اثرگذاری به‌طور قابل توجهی از سرمایه فیزیکی بیشتر است. به این ترتیب یک درصد افزایش HFI، منجر به افزایش حدود ۳ درصدی تولید سرانه می‌شود.[۱]

۱. از آنجا که مدل لگاریتم خطی می‌باشد، ضرایب برآوردی مقدار کشش متغیر وابسته را نسبت به هریک از متغیرهای توضیحی نشان می‌دهند.

جدول ۴. نتیجه آزمون نسبت درستنمایی اثرگذاری HFI بر تولید گروه کشور منتخب

متغیر	فرضیه صفر	مقدار لگاریتم رستنمایی		آماره سبت درستنمایی	آماره χ^2 ۵ درصد	تصمیم
		الگوی مقید	الگوی نامقید			
$\ln HFI$	$\alpha_2 = 0$	-۵۸/۵۶۲	۵۷/۶۹۷	۲۳۲/۵۱۷	۳/۸۴	رد فرضیه صفر

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه آماری آزمون ارائه شده در جدول (۴) در پاسخ به سؤال اول این مقاله، نیز تأیید و تأکیدی بر اثرگذار بودن HFI بر تولید سرانه گروه کشور مورد بررسی است.

جدول ۵. نتیجه آزمون فرضیات مربوط به مرزی تصادفی بودن تابع تولید و عوامل مؤثر بر کارایی فنی

فرضیه صفر	مقدار لگاریتم درستنمایی		آماره نسبت درستنمایی	آماره χ^2 ۵ درصد	تصمیم
	الگوی مقید	الگوی نامقید			
$\gamma = ۰$	۵۳/۲۴۱	۵۷/۶۹۷	۸/۹۱۲	۳/۸۴	رد فرضیه صفر
$\gamma = \delta_۱ = \cdots = \delta_۴ = ۰$	-۱۰/۷۲۶	۵۷/۶۹۷	۱۳۶/۸۴۶	۱۲/۵۹	رد فرضیه صفر
$\delta_۱ = \cdots = \delta_۴ = ۰$	-۱۰/۷۲۶	۵۷/۶۹۷	۱۳۶/۸۴۶	۱۱/۰۷	رد فرضیه صفر
$\delta_۱ = ۰$	-۱/۲۱۱	۵۷/۶۹۷	۱۱۷/۸۱۶	۳/۸۴	رد فرضیه صفر
$\delta_۲ = ۰$	۵۵/۲۴۱	۵۷/۶۹۷	۴/**۹۱۲	۳/۸۴	رد فرضیه صفر
$\delta_۳ = ۰$	۵۳/۵۶۳	۵۷/۶۹۷	۸/۲۶۷	۳/۸۴	رد فرضیه صفر
$\delta_۴ = ۰$	۵۶/۲۷۶	۵۷/۶۹۷	۲/* ۸۴۲	۳/۸۴	رد فرضیه صفر
$\delta_۵ = ۰$	۴۰/۶۸۴	۵۷/۶۹۷	۳۴/۰۲۵	۳/۸۴	رد فرضیه صفر

منبع: یافته‌های پژوهش (** و * به‌ترتیب بیانگر معنا داری آماری در سطح خطای ٪۵ و ٪۱۰ آماره مربوطه می‌باشند. مابقی در سطح خطای ٪۱ معنادار می‌باشند)

انجام آزمون فرضیه سطر اول در جدول (۵) از طریق آزمون نسبت درستنمایی با در نظر گرفتن برآورد حداقل مربعات معمولی الگویی که در آن عوامل مؤثر بر کارایی فنی معرفی شده به عوامل موجود در تابع تولید اضافه شده‌اند، به‌عنوان الگوی مقید، در مقابل برآورد مرزی تصادفی به روش حداکثر درستنمایی الگوی نهایی تابع تولید (در

حالت وجود عوامل مؤثر بر کارایی فنی) به‌عنوان الگوی نامقید، صورت می‌پذیرد. نتیجه این آزمون با رد فرضیه مساوی صفر بودن γ (نسبت واریانس جزء ناکارایی به واریانس خطای ترکیبی) گویای تأیید وجود شرایط مرزی تصادفی برای تابع تولید مورد بررسی است.

انجام آزمون سطر دوم این جدول با انجام آزمون نسبت درستنمایی با در نظر گرفتن برآورد حداقل مربعات معمولی تابع تولید (بدون وجود عوامل مؤثر بر کارایی فنی آن) به‌عنوان الگوی مقید و برآورد مرزی تصادفی به روش حداکثر درستنمایی الگوی نهایی به‌عنوان الگوی نامقید بیانگر مرزی تصادفی بودن تابع تولید با وجود عوامل مؤثر بر کارایی فنی آن و تأییدی مجدد بر رد فرضیه اول و تکمیل آن است.

انجام آزمون فرضیه سطر سوم تنها با لحاظ جزء ناکارایی نرمال- منقطع و حذف یکجای متغیرهای مدل عوامل مؤثر بر کارایی برای الگوی مقید در مقابل الگوی نامقید، مؤید رد فرضیه صفر و تأییدی بر مؤثر بودن یکجای عوامل در نظر گرفته شده بر کارایی فنی تابع تولید مورد بررسی است.

سرانجام نتایج آزمون فرضیات ارائه شده در سطور چهارم الی هشتم جدول (۵) از طریق لحاظ الگوی مرزی تصادفی نهایی برای الگوی نامقید و حذف عامل مورد آزمون مؤثر بر کارایی برای الگوی مقید، گویای معنا داری تک تک ضرایب و مؤثر بودن مجزای تک تک عوامل در نظر گرفته شده بر کارایی فنی تابع تولید مورد بررسی می‌باشد.

این نتایج علاوه بر معناداری همه ضرایب حاکی از آن است که افزایش در متغیر واکسیناسیون- سرخک (درصد کودکان ۱۲-۲۳ ماهه) (z_1) منجر به کاهش و افزایش در متغیرهای سن رسمی ورود به آموزش پیش دبستانی (z_2)، نسبت دانش‌آموز- معلم، پیش دبستانی (z_3)، درصد ثبت‌نام در آموزش ابتدایی در مؤسسات خصوصی (z_4) و نسبت ثبت‌نام ناخالص، متوسطه (z_5)، منجر به افزایش درکارایی فنی تولید می‌شوند. احتمالاً اثر منفی واکسیناسیون بر کارایی فنی تابع تولید می‌تواند به‌عنوان یکی از نتایج پیش بینی نشده در این مطالعه در نظر گرفته شود. از سوی دیگر، مثبت و معنادار بودن پارامتر نسبت γ در مدل بدان معنا است که کارایی فنی در توضیح کل تغییرپذیری تولید مهم است. به این ترتیب با برآورد مدل اثرات ناکارایی و مقادیر کارایی فنی با استفاده از معادله (۴)، مقادیر میانگین کارایی فنی برای هر کشور در طول ۱۴ سال در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶. میانگین کارایی فنی تولید برآوردی هر یک از کشورهای منتخب در طول دوره

کشور	میانگین کارایی فنی (درصد)	کشور	میانگین کارایی فنی (درصد)
سوئد	۸۲/۴۰	لبنان	۹۶/۸۰
فنلاند	۸۵/۶۸	شیلی	۹۵/۵۷
انگلستان	۹۱/۹۳	آلبانی	۷۱/۹۲
ژاپن	۸۳/۵۳	موریس	۷۸/۰۷
بلژیک	۹۷/۱۰	ترکیه	۷۹/۷۲
اسلونی	۷۷/۱۳	اکوادور	۸۱/۰۴
لوکزامبورگ	۸۰/۳۲	کاستاریکا	۸۹/۶۷
فرانسه	۹۳/۸۸	چین	۷۵/۵۳
اتریش	۸۷/۹۰	جمهوری اسلامی ایران	۷۷/۰۴
ایتالیا	۸۶/۲۲	کلمبیا	۸۷/۶۵
قبرس	۸۷/۱۷	پرو	۸۷/۳۵
یونان	۸۰/۳۳	اکراین	۸۳/۰۰
جمهوری چک	۷۳/۸۳	قرقیزستان	۷۲/۴۲
کرواتی	۷۶/۱۵	آفریقای جنوبی	۹۷/۷۹
لهستان	۷۸/۰۷	غنا	۷۴/۹۶
لتونی	۷۷/۵۰	السالوادور	۷۴/۱۱
پرتقال	۸۴/۶۸	ماداگاسکار	۸۲/۲۰
مجارستان	۷۵/۶۳	نپال	۷۴/۹۴
اسلواکی	۷۲/۷۶	لسوتو	۶۳/۲۴
رومانی	۷۵/۹۳	سنگال	۷۱/۱۱
استونی	۷۷/۹۶	بوروندی	۶۱/۱۵
بلغارستان	۷۴/۱۷	نیجر	۷۰/۹۸
مکزیک	۷۸/۷۸		

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۶)، آفریقای جنوبی و بلژیک به‌ترتیب با ۹۷/۷۹ و ۹۷/۱۰ درصد و بوروندی و لسوتو، به‌ترتیب با ۶۱/۱۵ و ۶۳/۲۴ درصد، دارای بیشترین و کمترین میانگین کارایی فنی تولید در بین کشورهای مورد مطالعه در طول دوره مورد بررسی

می‌باشند. افزون‌بر این کشور جمهوری اسلامی ایران در بین این ۴۵ کشور با میانگین کارایی فنی ۷۷/۰۴ در جایگاه ۲۹ ام قرار گرفته است.

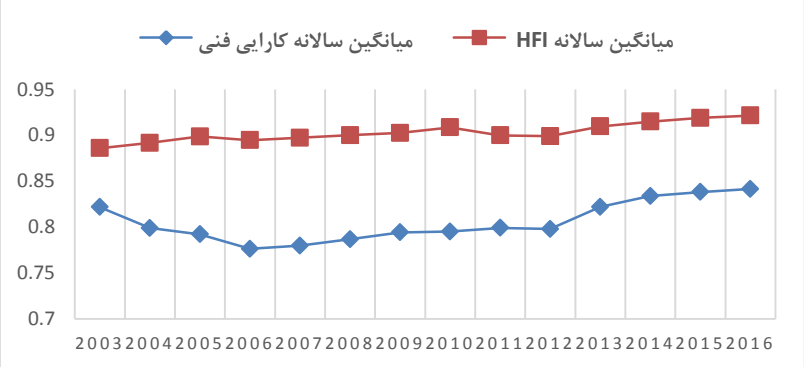
هم‌چنین جدول (۷) حاکی از آن است که سال ۲۰۰۶ و ۲۰۱۶ به‌ترتیب با مقادیر ۷۷/۶۳ و ۸۴/۱۵ درصد، کمترین و بیشترین مقدار میانگین کارایی فنی سالانه گروه کشور مورد بررسی را به خود اختصاص می‌دهند.

جدول ۷. میانگین کارایی فنی تولید برآوردی گروه کشور منتخب در هر سال

سال	کارایی فنی (درصد)	سال	کارایی فنی (درصد)
۲۰۰۳	۸۲/۱۹	۲۰۱۰	۷۹/۵۳
۲۰۰۴	۷۹/۹۱	۲۰۱۱	۷۹/۹۱
۲۰۰۵	۷۹/۲۲	۲۰۱۲	۷۹/۸۱
۲۰۰۶	۷۷/۶۳	۲۰۱۳	۸۲/۲۰
۲۰۰۷	۷۷/۹۹	۲۰۱۴	۸۳/۳۸
۲۰۰۸	۷۸/۶۹	۲۰۱۵	۸۳/۸۳
۲۰۰۹	۷۹/۴۳	۲۰۱۶	۸۴/۱۵

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نمودار (۲)، نتایج حاکی از روند افزایشی HFI وکارایی فنی گروه کشور منتخب از سال ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۷ می‌باشد.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲. مقایسه روند میانگین سالانه HFI و میانگین سالانه کارایی فنی گروه کشور منتخب

۶- نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از برآورد تابع تولید مرزی تصادفی گروه کشور مورد بررسی تأییدی بر اثرگذاری شکل‌گیری با کیفیت مهارت‌ها تحت تأثیر عوامل و سرمایه‌گذاری‌های مختلف بر ارتقاء HFI به‌عنوان پروکسی از سرمایه انسانی و آینده اقتصادی- اجتماعی کشورهای مختلف می‌باشد. سرمایه‌گذاری‌هایی که از کانال دستیابی به نیروی کاری مؤلد و توانمند، مسیر رشد و توسعه اقتصادی را در هر جامعه‌ای هموار می‌سازند. این مسئله جدا از اثرگذاری مثبت و معنا دار HFI بر تولید سرانه گروه کشور مورد بررسی، به خوبی در نتایج حاصل از برآورد مدل اثرات ناکارایی فنی نیز تبلور یافته است. اگرچه تمام ضرایب برآوردی این مدل از نظر آماری معنادار هستند ولی علامت ضرایب بیانگر اثر مثبت سن رسمی ورود به آموزش پیش دبستانی، نسبت دانش آموز- معلم (پیش دبستانی)، درصد ثبت‌نام در آموزش ابتدایی در مؤسسات خصوصی و نسبت ثبت‌نام ناخالص (متوسطه) بر کارایی فنی تولید می‌باشند. هم‌چنین نتایج حاکی از روند افزایشی کارایی فنی همزمان با افزایش HFI در گروه کشور مورد بررسی می‌باشد. براساس این نتایج سیاست‌گذاران می‌توانند با اتخاذ سیاست‌های مبتنی بر اهمیت نقش خانواده و مدرسه در پرورش مهارت‌ها، به‌واسطه حذف منشأ ناکارآمدی، نابرابری و پرورش نیروی کار توانمند؛ کارایی فنی و ظرفیت تولید را بهبود بخشند و گام مؤثری در مسیر رشد و توسعه اقتصادی بردارند. از جمله این سیاست‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱- جذب سرمایه‌گذاری‌های داخلی در راستای ارتقاء کمیت و کیفیت مراکز مهد کودک و پیش دبستانی در مناطق محروم.

۲- استفاده از حداکثر ظرفیت نیروهای متخصص و توانمند در حوزه خانواده در تمامی مراکز بهداشتی و درمانی جهت ارتقاء کیفیت والدگری، مهارت‌های فرزند پروری از قبل از تولد تا ورود به سیستم آموزشی.

۳- تقویت بنیه مالی مدارس جهت استفاده از نیروهای متخص روانشناس در مدارس راهنمایی و متوسطه جهت مشاوره با دانش آموزان و والدین در راستای ارتقاء سلامت روحی و روانی جامعه.

۴- تغییر و اصلاح برنامه درسی مدارس و اعمال واحدهای درسی کارآمد جهت ارتقاء مهارت‌های شخصیتی و اجتماعی عاطفی در راستای توانمندسازی نیروی کار جامعه.

۵- مطالعه برنامه‌ها و الگوهای سیستم‌های آموزشی برتر دنیاها جهت واکاوی سیستم آموزشی داخلی، پی بردن به نواقص و مشکلات و ارتقاء کارایی سیستم آموزشی داخلی با بهره‌گیری از بومی سازی.

منابع

1. Aigner, D., Lovell, C. A. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics* 6, 21–37.
2. Borghans, L., Duckworth, A. L., Heckman, J. J., & Ter Weel, B. (2008). The economics and psychology of personality traits. *Journal of Human Resources*, 43(4), 972–1059.
3. Battese G.E, Coelli T. J. (1995). Amodel for Technical Inefficiency Effect in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Jornal of Empirical Economics*, 20: 325-332.
4. Battese, G. E., & Corra, G. S. (1977). Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of Eastern Australia. *Australian journal of agricultural economics*, *21*(3), 169-179.
5. Cunha, F., & Heckman, J. (2007). The technology of skill formation. *American Economic Review*, 97(2), 31–47.
6. Cunha, F., Heckman, J. J., Lochner, L., & Masterov, D. V. (2006*). Interpreting the evidence on life cycle skill formation*. Handbook of the Economics of Education, 1, 697–812.
7. Coelli T. J., & G. E. Battese (1996), Identification of Factors which Influence the Technical Inefficiency of Indian Farmers, *Australian Journal of Agricultural Economics,* 40(2), 103–128.
8. Coelli, T. J. (1995). Estimators and Hypothesis Tests for Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis, *The Journal of Productivity Analysis*, 6(3): 247–268.
9. Coelli, T. J. (1994). A Guide to Frontier Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation. Department of Econometrics, University of New England, Australia.
10. Garcia, J. L., Heckman, J. J., & Ziff, A. L. (2018). Gender differences in the benefits of an influential early childhood program. *European Economic Review*.

11. García, J. L., Heckman, J. J., Leaf, D. E., & Prados, M. J. (2016). The life-cycle benefits of an influential early childhood program (No. w22993). National Bureau of Economic.
12. Green, F. (2011). What is Skill?: An Inter-Disciplinary Synthesis. Centre for Learning and Life Chances in Knowledge Economies and Societies [Institute of Education, University of London].
13. Giannakas, K., Tran, K. C., & Tzouvelekas, V. (2003). On the choice of functional form in stochastic frontier modeling. *Empirical Economics*, *28*(1), 75-100.
14. Heckman, J. J., Humphries, J. E., & Veramendi, G. (2018). Returns to education: The causal effects of education on earnings, health, and smoking. Journal of Political Economy, 126(S1), S197-S246.
15. Heckman, J. J., & Corbin, C. O. (2016). Capabilities and skills. Journal of human development and capabilities, 17(3), 342-359.
16. Heckman, J. J., & Mosso, S. (2014). The economics of human development and social mobility. *Annu. Rev. Econ*., 6(1), 689-733.
17. Heckman, J. J., & Kautz, T. (2013). Fostering and measuring skills: Interventions that improve character and cognition (No. w19656). National Bureau of Economic Research.
18. Heckman, J. J. (2008b). Schools, skills, and synapses. Economic Inquiry, 46(3), 289–324.
19. Heckman, J. J., Stixrud, J., & Urzua, S. (2006). The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior. *Journal of Labor economics*, *24*(3), 411-482.
20. Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2008). The role of cognitive skills in economic development. *Journal of economic literature*, *46*(3), 607-68.
21. Kautz, T., Heckman, J. J., Diris, R., Ter Weel, B., & Borghans, L. (2014). Fostering and measuring skills: Improving cognitive and non-cognitive skills to promote lifetime success (No. w20749). National Bureau of Economic Research.
22. Lundberg, S. (2017). Non-cognitive skills as human capital. *Education, Skills, and Technical Change. Implications for Future US GDP Growth*.
23. Meeusen, W., & van den Broeck, J. (1977). Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review* 18, 435–444.
24. Pitt, M. M., & Lee, L. F. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of development economics*, *9*(1), 43-64.
25. Reifschneider, D., & Stevenson, R. (1991). Systematic departures from the frontier: a framework for the analysis of firm inefficiency. *International economic review*, 715-723.

26. Santos, M. E., & Alkire, S. (2011). Training material for producing national human development reports. *MPI: Construction and analysis. Oxford: Oxford Poverty and Human Development Initiative*.
27. UNDP (United Nations Development Programme). (2010). *Human Development Report 2010*. The Real Wealth of Nations: Pathways to Human Development. UNDP, New York

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۹/ ص ۷۶۰-۷۳۷

تبیین عوامل اقتصادی کلیدی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی ایران در افق زمانی ۱۴۱۰

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.3.10.5

سجاد نجفی[۱]، کیومرث یزدان‌پناه درو[۲*]، زهرا پیشگاهی‌فرد[۳]، مرجان بدیعی ازنداهی[۴]

۱. دکتری جغرافیای سیاسی، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران، najafi.s@ut.ac.ir

۲. دانشیار گروه جغرافیای سیاسی، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران، kyazdanpanah@ut.ac.ir

۳. استاد گروه جغرافیای سیاسی، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران، zfard@ut.ac.ir

۴. استادیار گروه جغرافیای سیاسی، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران، mbadiee@ut.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۱۶

چکیده

اقتصاد و مؤلفه‌های وابسته به آن در چند دهه اخیر جایگاه و نقش برجسته‌ای در روابط میان کشورها و سنجش قدرت ملی آن‌ها داشته است و در این میان قدرت دفاعی کشورها نیز بی‌تأثیر از رشد و توسعه اقتصادی آن‌ها نبوده و افزایش قدرت نظامی-دفاعی کشورها رابطه مستقیم و معناداری با سطح توسعه اقتصادی دارد. کشور ایران نیز با توجه به موقعیت خاص ژئوپلیتیک و تهدیدات پیرامونی، افزایش قدرت و توان دفاعی خود را به‌منظور دستیابی به امنیت پایدار، همواره مورد توجه و تأکید قرار داده است. در همین راستا در مقاله پیش‌رو به‌منظور تبیین عوامل اقتصادی کلیدی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی ایران در افق زمانی ۱۴۱۰ با مطالعه اسناد و سوابق علمی پیشین صورت پذیرفته مرتبط و استفاده از نظرات ۵۰ نفر از خبرگان، تعداد ۱۰۹ پیشران اقتصادی احصاء و در گام دوم با تشکیل پانل خبرگی پیشران‌های مشابه با یکدیگر، ادغام و تعداد ۳۸ عامل مشخص شده است. در ادامه بر اساس نظر خبرگان به رتبه‌بندی و تعیین ارزش عوامل اقدام شده و تعداد ۲۸ عامل مهم و اثرگذار تعیین و در انتها با استفاده از نرم‌افزار آینده پژوهی میک‌مک و به‌کارگیری روش تحلیل ماتریس متقاطع، تعداد ۱۲ عامل مهم و تأثیرگذار و تعداد پنج عامل به‌عنوان عوامل اقتصادی کلیدی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی ایران مشخص شده‌اند.

طبقه‌بندی JEL: F52 ,H12 ,H56, Z18

واژه‌های کلیدی: قدرت، قدرت دفاعی، قدرت اقتصادی، آینده‌پژوهی، نرم افزار میک‌مک

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۲۴۷۹۵۲۲۶

۱- مقدمه و بیان مسأله

آمادگی نیروهای مسلح برای حفظ تمامیت ارضی و استقلال کشور و رفع تهدیدات دشمن همواره یکی از دغدغه‌های جدی تصمیم گیرندگان سیاسی است. در این شرایط بیشتر کشورها جهت آمادگی نیروهای خود، به تجهیز آنها با ابزار و تجهیزات پیشرفته نظامی روی می‌آورند (کمالی و خیراندیش، ۱۳۹۶: ۸) و از قدیم تا به امروز همواره قدرت دفاعی به‌عنوان مؤلفه اساسی و حیاتی حفظ و بقای یک کشور بوده که به‌دلیل نقش و تأثیر آن در ایجاد بازدارندگی در رقیب و خنثی کردن تهدیدات متصور، مورد توجه حاکمان و سیاست‌مداران بوده و هست. از سوی دیگر میزان اهمیت و نقش و تأثیر (قدرت دفاعی- نظامی) در قدرت ملی هرکشوری رابطه تنگاتنگی با موقعیت ژئوپلیتیکی و ژئواستراتژیکی آن کشور در عرصه بین‌الملل دارد و هرچقدر که کشوری دارای موقعیت ژئواستراتژیک بارزتری باشد، با توجه به میزان توجه و دخالت قدرت‌های منطقه‌ای و جهانی و تهدیدات پیش‌رو نقش و اهمیت قدرت دفاعی- نظامی نیز به همان نسبت افزایش خواهد یافت. در همین راستا موقعیت ژئوپلیتیکی ج.ا. ایران و سطوح و نوع تعارض با سایر بازیگران در تنظیم راهبردهای دفاعی آن دارای اهمیت می‌باشد (بوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۸۰)، بنابراین موقعیت خاص ایران که در مرکز ثقل یکی از بزرگ‌ترین شبکه‌های ارتباطی جهان قرارگرفته و هم‌چون پلی اروپا را به آسیا و خاور دور وصل می‌کند سبب شده از گذشته تاکنون چهار راه تمدن‌ها به‌شمار رفته و از نظر موقعیت دریایی و زمینی از شرایط فوق‌العاده مناسبی برخوردار شود. به همین منظور ارزش «ژئوپلیتیکی» ایران به حدی است که هرگونه تغییری در حاکمیت آن توانسته است موازنه‌ی«منطقه‌ای» و «جهانی» را برهم زند. به همین سبب بازیگران اصلی«منطقه‌ای و فرا منطقه‌ای» همواره در ادوار مختلف تاریخی نقش تعیین‌کننده‌ای را در معادلات قدرت برای ایران قائل هستند، به‌طوری که یکی از دغدغه‌ها و معضلات محیط امنیتی خارجی ایران، دست‌اندازی‌های نهان و آشکار این بازیگران بوده است. پس به‌راحتی می‌توان نتیجه گرفت که محیط امنیت خارجی ایران به‌طور ذاتی عرصه کشمکش‌های خاص عصر خود بوده است و خواهد بود (رستمی و اسماعیلی، ۱۳۹۵: ۸)، لذا با توجه به جایگاه و موقعیت ژئوپلیتیک و ژئواستراتژیک ایران در منطقه غرب آسیا و تهدیدات بی‌شمار موجود علیه منافع و امنیت ملی کشور، لزوم توجه به کم و کیف قدرت دفاعی کشور و عوامل تأثیرگذار بر آن در راستای دفع تهدیدات پیش‌رو و حصول و دستیابی به بازدارندگی و امنیت پایدار در کشور بیش از پیش نمایان می‌شود. از سویی

دیگر با توجه اینکه جمهوری اسلامی ایران دارای ارزش‌ها و هنجارهایی متمایز با ارزش‌های حاکم بر نظام بین‌الملل است، نیازمند بررسی و مطالعه سناریوهای آینده در باب ماهیت جنگ‌ها می‌باشد (رستمی، ۱۳۹۵: ۱۴۵)، بنابراین اتخاذ سیاست دفاعی چندگانه و قابلیت‌محور جهت مقابله با تهدیدات چندوجهی، امری ضروری و اجتناب‌ناپذیر است (دهقان، ۱۳۹۲: ۱۹). هم‌چنین نداشتن سیاست دفاعی، زمینه‌ی لازم را جهت حمله دشمن و نابودی خودی فراهم می‌کند (کلانتری، ۱۳۹۴: ۳۶)، به‌طوری که امیرالمومنین (ع) می‌فرماید: به خدا سوگند هر ملتی در درون خانه‌اش مورد هجوم قرار گیرد، حتماً ذلیل خواهد شد (نهج‌البلاغه، خطبه‌ی ۲۷).

با توجه به اینکه مؤلفه‌های گوناگون نظامی، اقتصادی، سیاسی، جغرافیایی، اجتماعی-فرهنگی بر کم و کیف قدرت دفاعی کشور تأثیرگذار می‌باشند، با در نظر گرفتن نقش و اهمیت و تأثیر عوامل اقتصادی، توجه به تأثیر این مؤلفه بر قدرت دفاعی کشور حائز اهمیت می‌باشد، در همین راستا پژوهش پیش‌رو در راستای پاسخ به این پرسش که از میان عوامل اقتصادی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی ایران، کلیدی‌ترین و تأثیرگذارترین عوامل کدامند؟ با مبنا قرار دادن نظریه بازدارندگی به‌عنوان چارچوب نظری تحقیق و با استفاده از مطالعه اسناد و سوابق علمی پیشین صورت پذیرفته مرتبط و استفاده از نظرات خبرگان، عامل‌های اقتصادی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی ایران مورد شناسایی قرار خواهد گرفت و در ادامه با کمک نرم‌افزار آینده پژوهی میک‌مک و به‌کارگیری روش تحلیل ماتریس متقاطع، عوامل کلیدی مؤثر تعیین خواهد شد.

۲- مبانی نظری و چارچوب مفهومی تحقیق

۲-۱- نظریه بازدارندگی

بازدارندگی دارای سابقه طولانی در تاریخ روابط بین‌الملل است، اما پس از جنگ جهانی دوم و با ساخت سلاح‌های تخریب جمعی تبدیل به یکی از مهم‌ترین نظریه‌های روابط بین‌الملل شده است (قاسمی،۱۳۹۱: ۱۰۳). در حقیقت بازدارندگی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین حوزه‌های مطالعاتی روابط بین‌الملل و مطالعات استراتژیک، از جمله موضوعات علمی است که در کنار جنگ به‌عنوان مهم‌ترین موضوع مطالعات استراتژیک مطرح می‌باشد. و از جمله پرسش‌های موجود در این حوزه این واقعیت است که چگونه می‌توان از بروز جنگ که سبب‌ساز تحمیل هزینه‌های زیادی بر واحدها خواهد شد جلوگیری به عمل آورد (اسفندیاری و همکاران، ۱۳۹۵: ۵). نظریه‌ی بازدارندگی یکی از

نظریات مبتنی بر رئالیسم و واقع‌گرائی در عرصه‌ی بین‌الملل می‌باشد که به‌طور عمده پس از جنگ جهانی دوم و با تضعیف آرمان‌گرایی، مورد توجه نظریه‌پردازان مسائل استراتژیک قرارگرفته است. این نظریه در روابط بین‌الملل بر قدرت به‌عنوان مؤلفه‌ی اصلی تبیین‌کننده روابط بین کشورها تأکید می‌کند و ضمن رد نظرات ایده‌آلیستی بر این باور است که میزان قدرت دولت‌ها، تأثیر مستقیم بر میزان امنیت ملی آنها دارد (رحیمی روشن، ۱۳۹۶: ۷۹). نکته‌ی اساسی در بازدارندگی این است که اگرکشوری بتواند حریف را متقاعد کند که هزینه‌ها و خطرات خط‌مشی احتمالی او دردست‌زدن به حمله، بیشتر از منافع خواهد بود، می‌تواند امنیت خود را درمقابل آن کشور تأمین کند (همان: ۸۳). بازدارندگی، مستلزم تهدید به استفاده از زور و نیرو برای پیشگیری از استفاده از نیروی قهریه، به وسیله شخص دیگری است (مورگان[1]، ۱۹۷۷: ۹).

بازدارندگی همه‌جانبه به معنای تقویت توانمندی‌ها و افزایش همه ظرفیت‌های دفاعی و کسب قابلیت‌های مورد نیاز برای دفع هرگونه تجاوز به‌منظور نا امید کردن دشمن و خنثی کردن تهدیدات نظامی خارجی به‌عنوان محورِ ثقلِ سیاست دفاعیِ جمهوری اسلامی ایران می‌باشد (آجورلو و مقصودی، ۱۳۹۷: ۱۰۱)، لذا ویژگیِ بازدارندگی همه‌جانبه به‌کارگیری تمامی مقدورات و ظرفیت‌های کشور در راستای مقابله با توطئه‌ها و تهدیدات دشمنان می‌باشد. ایجاد بازدارندگی همه‌جانبه؛ مستلزم وجود هم‌افزایی در خلق قدرت فزاینده است، بنابراین ابزار قدرت‌زایی؛ در بطن مفهوم بازدارندگی همه‌جانبه نهفته می‌باشد (کوچکی و همکاران، ۱۳۹۶: ۷۰).

هنجارِ اسلام گرایی و ضرورت دین‌بنیاد بودن سیاست‌ها، متغیّر کلیدی تأثیرگذار بر شکل‌گیری بازدارندگی همه‌جانبه و متعارف‌گرایی در سیاست دفاعی جمهوری اسلامی ایران است، تصریحات انجام گرفته در قرآن کریم؛ نظیر آیه ۲۰۰ آل‌عمران، ۷۱ نساء و با تأکید خاص و ویژه، آیه ۶۱ سوره انفال، مبنای اصلی دین بنیاد بودن بازدارندگی همه‌جانبه در جمهوری اسلامی ایران به‌شمار می‌روند (آجورلو و مقصودی، ۱۳۹۷: ۱۰۸).

۲-۲- *قدرت*

به‌طورکلی قدرت به توان و استعداد انسان برای انجام کاری که مطلوب اوست اطلاق می‌شود. در حقیقت می‌توان گفت که قدرت عبارتست از «توانایی و استعداد فرد

1. Morgan

برای انجام کار و اعمال اراده بر افراد دیگر به‌منظور ایجاد رفتار مطلوب»، از سویی قدرت را جوهر سیاست دانسته‌اند، زیرا به سیاست‌مدار و رهبر سیاسی توانایی تولید نتایج مورد نظرش را می‌دهد (حافظ‌نیا، ۱۳۹۰: ۲۲۸). دیوید جابلنسکی، در تعریف قدرت می‌نویسد: «قدرت عبارتست از استطاعت، توانایی یا قابلیتی که به دارنده آن قوه، تأثیرگذاری بر رفتار سایر بازیگران را در جهت اهدافش می‌بخشد» (جابلنسکی[1]، ۱۹۹۷). در حقیقت قدرت مقوله‌ای است که دولت‌ها و حکومت‌ها پیوسته درپی کسب آن بوده‌اند. و همواره زمینه‌ساز سیاست و سیاست ابزار کسب قدرت به‌شمار رفته و از این رو بین سیاست و قدرت پیوسته ارتباط سینرژیکی وجود داشته است (یزدان‌پناه و دیگران، ۱۳۹۷: ۴۴). به اعتقاد بسیاری از کارشناسان معیار نهایی قدرت ملی، توانمندی نظامی است، زیرا کشورها در محیطی به سر می‌برند که در آن امنیت آنها مورد تهدیدهای داخلی و خارجی فراوان و همیشگی قرار دارد. کشوری که مؤثرترین وسایل نظامی (آمیخته از فناوری، رهنامه، آموزش و سازمان) را دارد می‌تواند عملکرد نظام بین‌المللی را به نفع خود شکل دهد یعنی می‌تواند «قواعدبازی» را تعریف و اعمال کند (محمودزاده و دیگران، ۱۳۹۶: ۲۷۳)، لذا امروزه قدرت نظامی یکی از ابعاد اصلی قدرت ملی و اقتدار ملی می‌باشد (بویاتزیس و راتی[2]، ۲۰۱۴: ۸۲۴). اهمیت قدرت در نظام بین‌الملل و در میان بازیگران آن به حدی است که چگونگی توزیع قدرت در میان واحدها و در سطح نظام بین‌الملل عامل تمایز بازیگران و ساختار نظام بین‌الملل به شمار می‌رود (جعفری‌نیا و همکاران، ۱۳۹۸: ۴۶۰).

۲-۳- قدرت نظامی

قدرت نظامی عبارت است از قدرت نیروهای مسلح یک کشور همراه با سایر توانایی‌های ملی و توان زمامداران آن کشور در به‌کارگیری این نیروها جهت تحقق اهداف امنیت ملی (چگینی، ۱۳۸۴: ۱۹۲). در حقیقت قدرت نظامی نیرویی با هدف مشخص و برای انجام کار ویژه است که در زمان مناسب برای تحصیل اهداف ملی از آن استفاده می‌شود (سنجابی، ۱۲۲:۱۳۸۰). به‌طور حتم، قدرت نظامی یکی از مهم‌ترین ابعاد قدرت و شاید آشکارترین آن به شمار می‌رود. به اعتقاد بسیاری از راهبردپردازها،

1. Jablonsky
2. Boyatzis & Ratti

معیار نهایی قدرت ملی و دفاعی، توانمندی نظامی است (مرادیان، ۱۳۸۷: ۱۷۲). قدرت، اساس و مبنای هرگونه اقدامی در عرصه سیاست‌گذاری دفاعی می‌باشد. دامنه و میزان اثرگذاری سیاست‌گذاری‌ها منوط به سطح توانمندی‌های بازیگران است؛ به عبارتی پشتوانه اصلی، تصمیم گیرندگان در تدوین سیاست‌های دفاعی، منابع بالفعل قدرت و نیز توانمندی آن‌ها در بسیج منابع بالقوه می‌باشد (زهدی، ۱۰۴:۱۳۹۴). تحلیل و ارزیابی قدرت دفاعی و نظامی کشورها، نیازمند بررسی معیارهای مختلف کیفی، کمی، مثبت و منفی است. و به دلیل نقش بی همتایی که این شاخص در تعیین اهداف و رهنامه نظامی کشورها دارد از اهمیت ویژه‌ای برخوردار بوده و نیازمند بهره‌گیری از فنون و الگوهای نوین تصمیم سازی و استفاده از رویکردهای ترکیبی در مواقع ضروری می‌باشد (مرادیان و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۷۰). در سیاست بین‌الملل، قدرت مؤثر و کارآمد یک دولت در نهایت تابعی از نیروهای نظامی آن و چگونگی و مقایسه این نیروها با نیروهای نظامی دولت‌های رقیب می‌باشد (میرشایمر، ۱۳۹۳: ۶۲).

۲-۴- *قدرت اقتصادی*

اقتصاد به‌عنوان بخشی مهم از زندگی اجتماعی انسان در برگیرنده روابط تولید، توزیع و مصرف است که در همه مکاتب از جمله اسلام اهمیت زیادی دارد (سیف، ۱۳۹۰: ۱۳). امروزه با تحول و توسعه مفهوم قدرت و امنیت، نقش اقتصاد و ثروت و رقابت‌مندی در حوزه اقتصاد و تجارت برجسته‌تر شده است و کشورهای مختلف به متغیر قدرت اقتصادی در کنار سایر متغیرها اهمیت می‌دهند (سجادپور و همکاران، ۱۳۹۸: ۴۱۰).

قرن بیستم عصر برآوردهای استراتژیک مکانی و برتری اندیشه ژئواستراتژی نظامی محور بوده است، اما دهه‌های پایانی سده گذشته با چنان تغییراتی همراه بوده که راهبردهای نظامی محور با تنزل به رتبه‌های بعدی، نویدبخش دوران نوینی از ترتیبات اقتصادی شده است (هادی‌زاده و عزتی، ۱۳۹۳: ۱). در قرن بیست و یکم به‌دلیل توسعه و گسترش ارتباطات و متحول شدن استراتژی نظامی به اقتصادی، راه‌های دست یابی به قدرت هم دگرگون شده است. در این شرایط ابزار رسیدن به قدرت با استفاده از عوامل اقتصادی تحقق می‌یابد. امروزه پدیده‌های اقتصادی هستند که برای کشورها و جهان امنیت به همراه می‌آورند و از آن طریق می‌توان به توسعه پایدار و امنیت رسید.

در عصر حاضر برای آن‌که کشورها بتوانند به اهداف سیاست خارجی و داخلی خود، یعنی، امنیت ملی، توسعه اقتصادی و پیشرفت علمی و فرهنگی دست پیدا کنند، حداقل به همکاری و هماهنگی با دیگر کشورها نیازمند هستند (همان: ۱۰)، لذا پدیده‌های اقتصادی اهمیت زیادی داشته و دارای تأثیرات ژئوپلیتیکی مهمی هستند. آمریکا به دلیل اقتصادی بعد از جنگ جهانی دوم قدرت رهبری پیدا کرده است و هم‌اکنون نیز چین به‌دلیل اقتصادی توانسته موقعیت ژئوپلیتیک خود را در نظام بین‌الملل ارتقاء دهد و بسیاری معتقدند هم‌چنان که ارتقای موقعیت چین با توجه به ژئواکونومی بوده است مهار آن نیز باید با منطق ژئواکونومیک صورت گیرد (مختاری‌هشی، ۱۳۹۷: ۷۰)، بنابراین در ترتیب و اولویت‌بندی منافع و قدرت ملی و ابزارهای نفوذ جهانی توان اقتصادی هر کشور مهم‌ترین جایگاه را در سال‌های اخیر به خود اختصاص داده است (قصاب‌زاده و همکاران، ۱۳۹۸: ۶۶۶). و امروزه تسلط کشورها بر بازارهای جهانی به‌عنوان مهم‌ترین ابزار قدرت محسوب می‌شود (همان: ۶۶۹).

۲-۵- آینده‌پژوهی

آینده پژوهی دانش تحلیل، طراحی و برپایی هوشمندانه آینده است که به ما می‌آموزد در مواجهه با پدیده غیرمحسوسی به نام آینده چگونه برخورد کنیم (فرزین راد و همکاران، ۱۳۹۹: ۲۳۶). روش‌های مطالعات آینده به‌طور معمول برای کمک به درک بهتر احتمالات آینده به‌منظور اتخاذ تصمیمات مطلوب در زمان کنونی طراحی شده‌اند (منزوی بزرگی و همکاران، ۱۳۹۷: ۷۱). در حقیقت آینده‌پژوهی، اصول و روش مطالعه و سپس تصمیم‌گیری، طرح‌ریزی و اقدام در خصوص علوم و فناوری مرتبط با آینده است. آینده‌پژوهی، تفکرات فلسفی و روش‌های علمی و مدل‌های مختلف بررسی و مطالعه آینده را مطرح و با استفاده از آن‌ها، آینده‌های بدیل و احتمالی را ترسیم می‌کند، لذا، آینده‌پژوهی ابزاری برای معماری و مهندسی هوشمندانه آینده می‌باشد (وقوفی و همکاران، ۱۳۹۶: ۹۲). با ظهور علم آینده‌نگاری و استفاده وسیع از قابلیت‌های آن، روش‌ها و فنون آینده‌نگاری وارد بطن برنامه‌ریزی شده است (مینائی و همکاران، ۱۳۹۵: ۷). آینده‌پژوهی حوزه‌ای میان رشته‌ای است که دربرگیرنده مجموعه تلاش‌هایی برای ارائه تصاویر و بدیل‌هایی از آینده است (یوسفی و همکاران، ۱۳۹۸: ۷۸).

۲-۶- نرم‌افزار میک مک

نرم افزار میک مک نخستین بار در اندیشکده تحقیقاتی در زمینه راهبردی مربوط به آینده و سازمان، توسط میشل گودت در کشور فرانسه به‌وجود آمده است (گودت[1]، ۱۹۹۹: ۵۸). این روش با تجزیه و تحلیل ساختاری، که در آن ساختار به‌عنوان یک واقعیت با عنوان یک سیستم مورد مطالعه است، در ارتباط می‌باشد و عناصر این سیستم وابستگی تنگاتنگی با یکدیگر دارند (موجیکا[2]، ۲۰۰۵: ۸۳)، در عین حال این روش به ملاحظه متغیرهای کیفی و کاوش آینده‌های چندگانه و نامعلوم می‌پردازد (جیمینز[3]، ۲۰۰۹: ۱۱۱). که به‌منظور تجزیه و تحلیل متغیرها و رابطه بین متغیرها به‌صورت مستقیم از طریق شناسایی تأثیر متغیرها بر یکدیگر توسط متخصصان و طبق نظر خبرگان حاصل می‌شود (پوتو و همکاران[4]، ۲۰۲۰: ۴۴۳) و دارای سه مرحله اساسی است: شناسایی عناصر (متغیرها)، توضیح روابط بین متغیرها و آنالیز و شناسایی متغیرهای کلیدی (گدباگوس و همکاران[5]، ۲۰۲۰: ۲۹).

۳- روش تحقیق

با توجه به ماهیت موضوع، تحقیق پیش‌رو از لحاظ هدف و نتیجه از نوع کاربردی-توسعه‌ای می‌باشد؛ و از لحاظ ماهیت و روش تلفیقی از روش‌های توصیفی-تحلیلی و استفاده از روش‌های پیمایشی (مصاحبه با خبرگان و پرسشنامه)، و ابزار گردآوری اطلاعات استفاده از اسناد و منابع مرتبط (کتب، مقالات، اینترنت) و مصاحبه و پرسشنامه بوده، که روند انجام تحقیق به این صورت است که در گام نخست با مطالعه اسناد و سوابق علمی پیشین صورت پذیرفته مرتبط و استفاده از نظر خبرگان آشنا و دارای زمینه علمی مرتبط (جامعه آماری شامل فرماندهان و مدیران عالی رتبه نظامی دارای جایگاه مدیریتی راهبردی در مشاغل صف و ستاد و پژوهش‌گران و محققان شاغل در مراکز علمی و تحقیقاتی نیروهای مسلح و اساتید و دانشجویان مقطع دکتری دانشگاه تهران) که به‌منظور انتخاب نفرات خبره و تعیین حجم نمونه از روش نمونه‌گیری

1. Godet
2. Mojica
3. Jiménez
4. Putu et al
5. Gde Bagus et al

هدفمند استفاده شده است (تلاش شده که شاخص‌ترین افراد متخصص در حوزه مورد بحث انتخاب شوند.)، در ابتدا پیشران‌های اقتصادی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی ایران احصاء و در گام دوم با تشکیل پانل خبرگی پیشران‌های مشابه با یکدیگر ادغام و در ادامه با استفاده از پرسشنامه طیف لیکرت عوامل مهم و اثرگذار رتبه‌بندی و تعیین شده (به‌منظور تعیین عوامل مهم و پراهمیت پرسشنامه‌ای به‌صورت گزینه‌ها یا انتخاب‌های چندگانه و بـه شیوه طیف لیکرت: کاملا موافق، موافق، بی‌تفاوت، مخالف و کاملاً مخالف، طراحی و در اختیار کارشناسان و خبرگان مربوطه قرار گرفته است) و در انتها با استفاده از نرم افزار آینده پژوهی میک‌مک و به‌کارگیری روش تحلیل ماتریس متقاطع (رسم یک ماتریس n×n به تعداد پیشران‌ها، سپس بر اساس میزان تأثیرگذاری عوامل بر یکدیگر یک عدد از مقیاس صفر تا سه را می‌توان به آن‌ها اختصاص داد. بدین معنی که عدد ۳، ۲، ۱ و ۰ به‌ترتیب نمایان‌گر تأثیرزیاد، متوسط، کم و بدون‌تأثیر می‌باشند، ماتریس مربوطه توسط خبرگان تکمیل) و با ورود داده‌ها در نرم‌افزار و انجام محاسبات مربوطه توسط نرم‌افزار عوامل اقتصادی کلیدی تأثیرگذار بر آینده قدرت دفاعی ایران مشخص می‌شود.

۴- تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

۴-۱- تعیین پیشران‌های کلی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی

در گام نخست به‌منظور شناسایی و مشخص کردن پیشران‌های اقتصادی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی، با مرور ادبیات پژوهش و هم‌چنین انجام مصاحبه و توزیع پرسش‌نامه میان تعداد ۵۰ نفر از خبرگان آشنا و دارای زمینه کاری و علمی مرتبط با موضوع تحقیق، تعداد ۱۰۹ پیشران به‌عنوان پیشران‌های کلی تأثیرگذار بر آینده قدرت دفاعی ایران مطابق جدول (۱) مورد شناسایی قرار گرفته‌اند.

جدول ۱. پیشران‌های اقتصادی مؤثر بر آینده قدرت دفاعی ایران

R	عنوان پیشران	R	عنوان پیشران
۱	استعداد و ظرفیت تولید داخلی کشور	۵۶	میزان وابستگی اقتصادی به خارج
۲	میزان ثروت ملی	۵۷	به روز بودن تأسیسات صنعتی و کارخانجات
۳	حجم مبادلات و روابط تجاری با کشورهای همسایه و جهان	۵۸	میزان سرمایه‌گذاری خارجی در زیرساخت‌های اساسی و صنایع داخلی ایران

R	عنوان پیشران	R	عنوان پیشران
۴	ارزش کالاهای صادراتی استراتژیک	۵۹	سیستم اقتصادی کشور (باز یا بسته)
۵	میزان رشد اقتصادی کشور	۶۰	میزان بودجه تحقیقاتی نیروهای مسلح
۶	میزان بودجه تخصیص یافته جهت انجام امور علمی و تحقیقاتی	۶۱	میزان همکاری (انرژی، ترانزیت، بازار فروش محصولات و...) با جامعه جهانی
۷	متکی بودن بر اقتصاد چند محصولی و متنوع	۶۲	نرخ بهره‌وری نیروی کار
۸	میزان منابع انرژی (نفت و گاز) کشور	۶۳	کیفیت شبکه حمل و نقل کشور
۹	میزان و حجم قاچاق کالا در کشور	۶۴	میزان نرخ بیکاری در کشور
۱۰	علائق و وابستگی اقتصادی کشورهای همسایه	۶۵	میزان سرمایه‌گذاری ایران در کشورهای خارجی
۱۱	میزان بدهی خارجی سالیانه کشور	۶۶	ارزش مبادلات تجاری با کشورهای منطقه
۱۲	ارزش واردات سالیانه کشور	۶۷	مخارج مصرفی در حوزه امنیت سایبری
۱۳	میزان و سطح روابط تجاری- اقتصادی کشورهای منطقه با غرب به خصوص امریکا	۶۸	میزان ذخایر کالاهای استراتژیک (نفت، گاز، طلا، اورانیوم و...)
۱۴	نرخ برابری پول با ارزهای معتبر خارجی	۶۹	ضریب وابستگی تولید ناخالص داخلی به نرخ ارز
۱۵	خالص تراز تجاری سالیانه کشور	۷۰	ارزش دارایی‌های خارجی دولت (خارج از کشور)
۱۶	مخارج تحقیق و توسعه در حوزه صنایع دفاعی	۷۱	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GNP)
۱۷	بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	۷۲	نرخ بهره
۱۸	میزان بودجه دولت	۷۳	میزان هزینه‌های دولت
۱۹	تنوع واحدهای تولیدی و خدماتی در کشور	۷۴	مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی
۲۰	میزان درآمد دولت	۷۵	میزان تولید نفت خام
۲۱	نواسانات شدید در قیمت منابع انرژی و محصولات استراتژیک کشاورزی	۷۶	میزان واردات محصولات استراتژیک کشاورزی (گندم، برنج و...) و وابستگی به خارج
۲۲	میزان تبادلات مالی با بازار مالی جهانی	۷۷	مخارج دفاعی بودجه سالیانه
۲۳	میزان ناپایداری در بازار کار	۷۸	تشدید تحریم‌های نفتی و اقتصادی
۲۴	منافع اقتصادی غرب و کشورهای قدرتمند در منطقه	۷۹	اقتصاد رانتی کشور و متکی بودن اقتصاد به نفت و گاز
۲۵	میزان توسعه و افزایش ظرفیت بنادر کشور	۸۰	میزان مشارکت در پیمان‌های اقتصادی منطقه-ای
۲۶	نوسازی و بازسازی پالایشگاه‌ها و تجهیزات نفتی کشور	۸۱	وابستگی غرب و کشورهای قدرتمند به منابع انرژی منطقه
۲۷	میزان آزادسازی بازارهای تجاری	۸۲	پیوستن به سازمان تجارت جهانی
۲۸	سیاست‌های تجاری، اقتصادی دولت	۸۳	میزان تعامل سازنده و هوشمندانه با اقتصاد جهانی
۲۹	میزان تعرفه‌های گمرکی	۸۴	میزان دخالت اقتصادی دولت در بازار
۳۰	میزان خصوصی‌سازی اقتصادی	۸۵	ارزش پولی ملی

R	عنوان پیشران	R	عنوان پیشران
۳۱	میزان ثبات نسبی قیمت‌ها	۸۶	سرمایه‌گذاری در بخش دفاع سایبری
۳۲	سیستم بانکداری و میزان کنترل و مالکیت بانک‌ها و مؤسسات مالی توسط دولت	۸۷	تعیین ارزهای جایگزین دلار در مبادلات و تعاملات اقتصادی کشور
۳۳	میزان بودجه دفاعی و نظامی کشور	۸۸	گسترش بانکداری و تجارت الکترونیک در کشور
۳۴	شاخص رشد بورس داخلی	۸۹	میزان توسعه صنعت گردشگری
۳۵	درجه تحرک سرمایه	۹۰	میزان تحقق اقتصاد مقاومتی
۳۶	ایجاد و تقویت صرافی‌ها	۹۱	نظام جامع مبارزه با مفاسد اقتصادی
۳۷	میزان ذخایر ارزی بین‌المللی	۹۲	توانایی جذب سرمایه و اعتبارات بین‌المللی
۳۸	خدمات مالی (بانک و بیمه)	۹۳	میزان درآمد صنعت گردشگری کشور
۳۹	میزان مازاد تولید ملی	۹۴	شفافیت در منابع اقتصادی و مالی دولت
۴۰	وام‌های اعطا شده خارجی	۹۵	میزان و سطح امنیت سرمایه‌گذاری در کشور
۴۱	ثروت اتباع مقیم در خارج از کشور	۹۶	توان سرمایه‌گذاری دولت
۴۲	میزان سلامت اقتصاد مالی کشور	۹۷	درصد افراد و نیروی کار ماهر
۴۳	میزان توانایی تغییر چرخه تولید صنایع و کارخانجات به‌منظور تولید محصولات نظامی	۹۸	میزان ظرفیت تولید بخش‌های (صنعتی، کشاورزی، دامی، خدمات فنی و تخصصی) در کشور
۴۴	میزان تقویت نقش و عملکرد بانک‌های خصوصی در کشور	۹۹	کیفیت و میزان نیروی انسانی بخش تولید در کشور (مهندسین، مدیران، تکنسین‌ها و کادر فنی).
۴۵	نرخ بهره‌وری سرمایه	۱۰۰	اقتصاد تک محصولی
۴۶	نرخ سرمایه‌گذاری	۱۰۱	انعطاف اقتصادی
۴۷	میزان کنترل تغییرات ارز	۱۰۲	مازاد تجاری کشور
۴۸	میزان و درصد مشاغل پویا و پردرآمد در کشور	۱۰۳	تعداد بنادر و اسکله‌های دریایی کشور
۴۹	نحوه توزیع درآمد و ثروت در کشور	۱۰۴	کاهش دیوان سالاری در فرایندهای تجاری کشور
۵۰	سطح خوداتکایی اقتصادی	۱۰۵	سطح و کیفیت محصولات تولیدی داخلی
۵۱	تعداد فرودگاه‌های بین‌المللی کشور	۱۰۶	تعداد انبارهای ذخیره‌سازی استراتژیک در کشور
۵۲	تعداد شرکای تجاری خارجی	۱۰۷	ارتقاء موقعیت ترانزیتی کشور
۵۳	میزان اعتبارات مالی سازمان‌های مدیریت بحران	۱۰۸	توزیع بهینه مشاغل صنعتی،خدماتی، کشاورزی و...
۵۴	جاذبه‌های اقتصادی کشورهای منطقه	۱۰۹	ایجاد شرایط اشتغال برای فارغ‌التحصیلان دانشگاهی
۵۵	میزان درآمد سرانه کشور		

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲- تجمیع و ادغام پیشران‌ها

در ادامه بر اساس روش پانل خبرگی از کارشناسان و خبرگان مربوطه خواسته شده تا با بررسی دقیق‌تر، تعدادی از پیشران‌ها که دارای اشتراک و شباهت و هم‌جنس می‌باشند را شناسایی و با هم تجمیع کنند که نتیجه احصاء تعداد ۳۸ عامل به شرح جدول (۲) می‌باشد.

جدول ۲. تجمیع و ادغام پیشران‌های اقتصادی مؤثر بر آینده قدرت دفاعی ایران

R	عنوان عامل	R	عنوان عامل
۱	میزان بودجه تخصیص یافته جهت انجام امور علمی و تحقیقاتی	۲۰	به روزبودن تأسیسات صنعتی و کارخانجات و ظرفیت تولید داخلی کشور
۲	میزان تعامل سازنده و هوشمندانه با اقتصاد جهانی و توانایی جذب سرمایه و اعتبارات بین‌المللی و میزان سرمایه‌گذاری خارجی در زیرساخت‌های اساسی و صنایع داخلی ایران	۲۱	جاذبه‌های اقتصادی کشورهای منطقه و میزان منافع اقتصادی و وابستگی غرب و کشورهای قدرتمند به منابع انرژی منطقه و سطح روابط تجاری- اقتصادی کشورهای منطقه با غرب به خصوص امریکا
۳	میزان بودجه دفاعی و نظامی و تحقیقاتی نیروهای مسلح و مخارج دفاعی، تحقیق و توسعه در حوزه صنایع دفاعی و میزان سرمایه‌گذاری و مخارج در بخش دفاع سایبری و حوزه امنیت سایبری	۲۲	حجم و ارزش مبادلات و روابط تجاری با کشورهای همسایه و جهان و میزان همکاری (انرژی، ترانزیت، بازار فروش محصولات و...) و تبادلات مالی با بازار مالی و جامعه جهانی و ارزش کالاهای صادراتی استراتژیک
۴	سیستم اقتصادی کشور (باز یا بسته) و تعداد شرکای تجاری خارجی	۲۳	میزان نرخ بیکاری در کشور و ایجاد شرایط اشتغال برای فارغ‌التحصیلان دانشگاهی
۵	کیفیت شبکه حمل و نقل کشور و ارتقاء موقعیت ترانزیتی کشور و تعداد فرودگاه‌های بین‌المللی، بنادر، اسکله‌های دریایی و میزان توسعه و افزایش ظرفیت بنادر کشور	۲۴	میزان کنترل تغییرات ارز و ثبات نسبی قیمت‌ها و ارزش پولی ملی و نرخ برابری پول با ارزهای معتبر خارجی و ضریب وابستگی تولید ناخالص داخلی به نرخ ارز
۶	ارزش دارایی‌های خارجی دولت (خارج از کشور) و میزان ذخایر ارزی بین‌المللی و سرمایه‌گذاری ایران در کشورهای خارجی	۲۵	سطح خوداتکایی اقتصادی و میزان ظرفیت تولید بخش‌های (صنعتی، کشاورزی، دامی، خدمات فنی و تخصصی) در کشور
۷	توسعه صنعت گردشگری در کشور و میزان درآمد صنعت گردشگری کشور	۲۶	میزان وابستگی اقتصادی به خارج و وام‌های اعطا شده خارجی و میزان بدهی خارجی سالیانه کشور
۸	سیستم بانکداری و میزان کنترل و مالکیت بانک‌ها و مؤسسات مالی توسط دولت و ایجاد و تقویت صرافی‌ها و تقویت نقش و عملکرد	۲۷	سیاست‌های تجاری، اقتصادی دولت و میزان دخالت اقتصادی دولت در بازار و خصوصی‌سازی اقتصادی و شفافیت در منابع اقتصادی و مالی

R	عنوان عامل	R	عنوان عامل
	بانک‌های خصوصی در کشور		دولت و نحوه توزیع درآمد و ثروت در کشور
۹	کیفیت و میزان نیروی انسانی بخش تولید در کشور (مهندسین، مدیران، تکنسین‌ها و کادر فنی) و درصد افراد و نیروی کار ماهر	۲۸	سلامت اقتصاد مالی کشور و میزان نرخ بهره و نرخ سرمایه‌گذاری و درجه تحرک سرمایه و میزان رشد اقتصادی کشور
۱۰	گسترش بانکداری و تجارت الکترونیک و خدمات مالی (بانک و بیمه) در کشور	۲۹	تعیین ارزهای جایگزین دلار در مبادلات و تعاملات اقتصادی کشور
۱۱	تشدید تحریم‌های نفتی و اقتصادی ایران	۳۰	میزان بودجه، درآمد و هزینه‌های دولت
۱۲	میزان توانایی تغییر چرخه تولید صنایع و کارخانجات به‌منظور تولید محصولات نظامی	۳۱	طراحی نظام جامع مبارزه با مفاسد اقتصادی و میزان و سطح امنیت سرمایه‌گذاری در کشور
۱۳	میزان تعرفه‌های گمرکی و میزان آزادسازی بازارهای تجاری و کاهش دیوان سالاری در فرایندهای تجاری کشور و انعطاف اقتصادی	۳۲	توزیع بهینه مشاغل صنعتی، خدماتی، کشاورزی و تنوع واحدهای تولیدی و خدماتی در کشور و درصد مشاغل پویا و پردرآمد در کشور
۱۴	میزان مازاد تولید ملی و سطح و کیفیت محصولات تولیدی داخلی	۳۳	اقتصاد رانتی و تک محصولی کشور و متکی بودن اقتصاد به نفت و گاز
۱۵	توان سرمایه‌گذاری دولت و نوسازی و بازسازی پالایشگاه‌ها و تجهیزات نفتی کشور	۳۴	متکی بودن بر اقتصاد چند محصولی و متنوع و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GNP) و درآمد سرانه کشور
۱۶	پیوستن به سازمان تجارت جهانی و مشارکت در پیمان‌های اقتصادی منطقه‌ای و شاخص رشد بورس داخلی و خالص تراز تجاری سالیانه کشور	۳۵	میزان ثروت ملی و منابع انرژی (نفت و گاز) کشور و میزان تولید نفت خام و مازاد تجاری کشور و تعداد و میزان انبارهای ذخیره‌سازی کالاهای استراتژیک (نفت، گاز، طلا، اورانیوم و...) در کشور
۱۷	ارزش واردات سالیانه و میزان واردات محصولات استراتژیک کشاورزی (گندم، برنج و...) و وابستگی به خارج و میزان تحقق اقتصاد مقاومتی	۳۶	نواسانات شدید در قیمت منابع انرژی و محصولات استراتژیک کشاورزی و میزان ناپایداری در بازار کار و میزان و حجم قاچاق کالا در کشور
۱۸	علائق و وابستگی اقتصادی کشورهای همسایه و ثروت اتباع مقیم در خارج از کشور	۳۷	میزان اعتبارات مالی سازمان‌های مدیریت بحران کشور
۱۹	مخارج و بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	۳۸	نرخ بهره‌وری سرمایه و نیروی کار

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۳- رتبه‌بندی و تعیین ارزش عوامل

در ادامه پرسش‌نامه‌ای به‌منظور بررسی ارزش هر یک از ۳۸ عامل به‌دست آمده در مرحله پیشین تهیه و در اختیار کارشناسان و خبرگان قرار گرفت که با استفاده از مدل

فریدمن و بر اساس معدل‌گیری یک تا پنج (بر مبنای طیف لیکرت)، از میان ۳۸ عامل کلی، آن دسته از عوامل که نمره‌ای کم‌تر از میانگین را کسب کردند به‌عنوان عوامل کم‌اهمیت، حذف و تعداد ۲۸ عامل که نمره بالاتر از میانگین را به خود اختصاص دادند به‌منظور بررسی نهایی انتخاب شدند. و در ادامه برای وارد کردن ۲۸ عامل نهایی به‌دست آمده در نرم افزار میک مک می‌بایست آن‌ها را به اختصار نام‌گذاری (کدگذاری) کرد. به همین منظور در جدول (۳) عناوین تخصیص داده شده به هر یک از عوامل مشاهده می‌شود. لازم به ذکر است نام‌گذاری این عوامل می‌بایست به‌صورت نام کوتاه[1] و نام بلند[2] انجام پذیرد.

جدول ۳. کد گذاری عوامل جهت ورود در نرم افزار میک مک

R	Long Label	Short label
۱	میزان بودجه تخصیص یافته جهت انجام امور علمی و تحقیقاتی	A
۲	میزان تعامل سازنده و هوشمندانه با اقتصاد جهانی و توانایی جذب سرمایه و اعتبارات بین‌المللی و میزان سرمایه‌گذاری خارجی در زیرساخت‌های اساسی و صنایع داخلی ایران	B
۳	میزان بودجه دفاعی و نظامی و بودجه تحقیقاتی نیروهای مسلح و مخارج دفاعی، تحقیق و توسعه در حوزه صنایع دفاعی و میزان سرمایه‌گذاری و مخارج در بخش دفاع سایبری و حوزه امنیت سایبری	C
۴	سیستم اقتصادی کشور (باز یا بسته) و تعداد شرکای تجاری خارجی	D
۵	کیفیت شبکه حمل و نقل کشور و ارتقاء موقعیت ترانزیتی کشور و تعداد فرودگاه‌های بین‌المللی، بنادر، اسکله‌های دریایی و میزان توسعه و افزایش ظرفیت بنادر کشور	E
۶	ارزش دارایی‌های خارجی دولت (خارج از کشور) و میزان ذخایر ارزی بین‌المللی و سرمایه‌گذاری ایران در کشورهای خارجی	F
۷	میزان وابستگی اقتصادی به خارج و وام‌های اعطا شده خارجی و میزان بدهی خارجی سالیانه کشور	G
۸	مخارج و بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	H
۹	تشدید تحریم‌های نفتی و اقتصادی ایران	I
۱۰	میزان توانایی تغییر چرخه تولید صنایع و کارخانجات به‌منظور تولید محصولات نظامی	J
۱۱	میزان مازاد تولید ملی و سطح و کیفیت محصولات تولیدی داخلی	K
۱۲	توان سرمایه‌گذاری دولت و نوسازی و بازسازی پالایشگاه‌ها و تجهیزات نفتی کشور	L
۱۳	پیوستن به سازمان تجارت جهانی و مشارکت در پیمان‌های اقتصادی منطقه‌ای و شاخص رشد بورس داخلی و خالص تراز تجاری سالیانه	M

1. Short Label
2. Long Label

R	Long Label	Short label
۱۴	سیاست‌های تجاری، اقتصادی دولت و میزان دخالت اقتصادی دولت در بازار و خصوصی‌سازی اقتصادی و شفافیت در منابع اقتصادی و مالی دولت و نحوه توزیع درآمد و ثروت در کشور	N
۱۵	به روزبودن تأسیسات صنعتی و کارخانجات و ظرفیت تولید داخلی کشور	O
۱۶	جاذبه‌های اقتصادی کشورهای منطقه و میزان منافع اقتصادی و وابستگی غرب و کشورهای قدرتمند به منابع انرژی منطقه و سطح روابط تجاری- اقتصادی کشورهای منطقه با غرب به خصوص امریکا	P
۱۷	حجم و ارزش مبادلات و روابط تجاری با کشورهای همسایه و جهان و میزان همکاری (انرژی، ترانزیت، بازار فروش محصولات و...) و تبادلات مالی با بازار مالی و جامعه جهانی و ارزش کالاهای صادراتی استراتژیک	Q
۱۸	میزان نرخ بیکاری در کشور و ایجاد شرایط اشتغال برای فارغ‌التحصیلان دانشگاهی	R
۱۹	میزان کنترل تغییرات ارز و ثبات نسبی قیمت‌ها و ارزش پولی ملی و نرخ برابری پول با ارزهای معتبر خارجی و ضریب وابستگی تولید ناخالص داخلی به نرخ ارز	S
۲۰	سطح خوداتکایی اقتصادی و میزان ظرفیت تولید بخش‌های (صنعتی، کشاورزی، دامی، خدمات فنی و تخصصی) در کشور	T
۲۱	سلامت اقتصاد مالی کشور و میزان نرخ بهره و نرخ سرمایه‌گذاری و درجه تحرک سرمایه و میزان رشد اقتصادی کشور	U
۲۲	نرخ بهره‌وری سرمایه و نیروی کار	V
۲۳	میزان بودجه، درآمد و هزینه‌های دولت	W
۲۴	طراحی نظام جامع مبارزه با مفاسد اقتصادی و میزان و سطح امنیت سرمایه‌گذاری در کشور	X
۲۵	اقتصاد رانتی و تک محصولی کشور و متکی بودن اقتصاد به نفت و گاز	Y
۲۶	متکی بودن بر اقتصاد چند محصولی و متنوع و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GNP) و درآمد سرانه کشور	Z
۲۷	میزان ثروت ملی و منابع انرژی (نفت و گاز) کشور و میزان تولید نفت خام و مازاد تجاری کشور و تعداد و میزان انبارهای ذخیره‌سازی کالاهای استراتژیک (نفت، گاز، طلا، اورانیوم و...) در کشور	AA
۲۸	میزان اعتبارات مالی سازمان‌های مدیریت بحران کشور	BB

منبع: یافته‌های تحقیق

سپس در ادامه با تشکیل یک ماتریس ۲۸×۲۸ با کمک کارشناسان و خبرگان، امتیازاتی در بازه صفر تا سه به‌میزان اثرگذاری عوامل بر یکدیگر داده می‌شود. که بر اساس خروجی اولیه نرم‌افزار مطابق جدول (۴) میزان پرشدگی ماتریس به تقریب ۹۵/۹۱۸۳۷٪ است که این رقم نشان‌دهنده تأثیرگذاری بالای عوامل بر یکدیگر می‌باشد.

جدول ۴. آمار داده‌های ورودی ماتریس

ابعاد ماتریس	تعداد تکرار	تعداد صفرها	تعداد یک‌ها	تعداد دوها	تعداد سه‌ها	جمع	درجه پرشدگی
۲۸	۴	۳۲	۳۹۸	۲۹۹	۵۵	۷۵۲	٪۹۵/۹۱۸۳۷

منبع: یافته‌های تحقیق

لازم به ذکر است مطابق جدول (۵) نرم‌افزار با استفاده از شاخص‌های آماری اقدام به محاسبه پایداری سیستم می‌کند و در پژوهش انجام شده با چهار بار چرخش داده‌ای (با توجه به تعداد پیشران‌ها توسط نرم‌افزار پیشنهاد شده)، تأثیرات مستقیم از مطلوبیت و پایداری ۱۰۰٪ بهره‌مند است که نشان‌دهنده روایی و پایایی بالای پرسش‌نامه و پاسخ‌های آن می‌باشد.

جدول ۵. میزان پایداری تأثیرات مستقیم

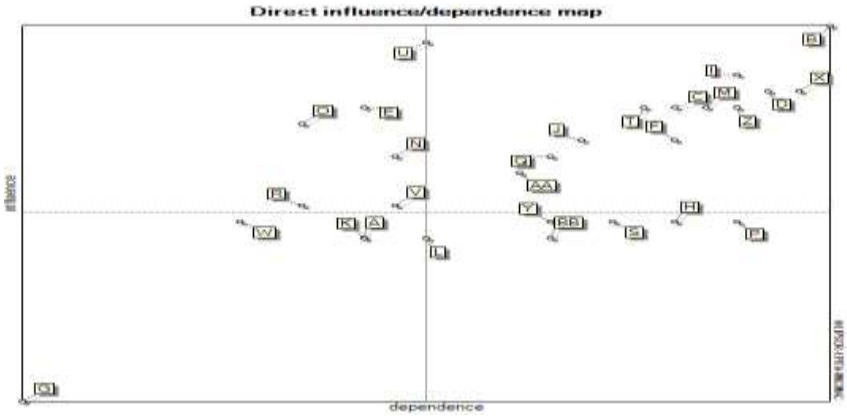
تکرار	تأثیرگذاری	تأثیرپذیری
۱	٪۹۰	٪۹۸
۲	٪۱۰۰	٪۱۰۰
۳	٪۹۹	٪۹۹
۴	٪۱۰۰	٪۱۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار اثرگذاری و اثرپذیری عوامل مطابق شکل (۱) می‌باشد. با توجه به تحلیل موجود از نمودار فوق و محل قرارگیری عوامل در آن، پنج عامل B، D، I، X، Z به‌عنوان متغیرهای ریسک (عوامل کلیدی) ما شناخته می‌شوند. به این معنی که چون عوامل بر سیستم اثرگذاری بالایی دارند و در عین حال به‌میزان زیادی از سیستم اثر می‌پذیرند، به‌عنوان عوامل کلیدی مؤثر بر قدرت دفاعی شناخته می‌شوند.

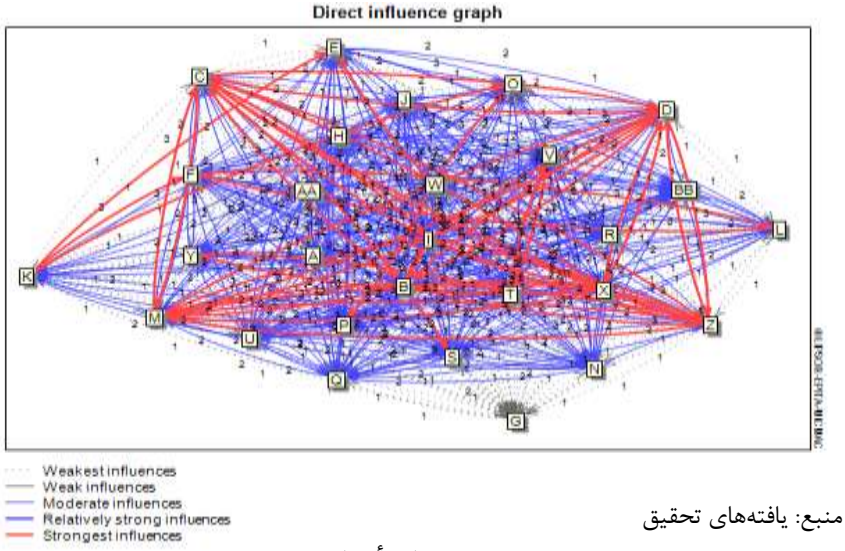
نمودارهای تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم عوامل، مطابق شکل‌های (۲) و (۳) می‌باشد. نمودار اثرگذاری نشان‌دهنده روابط متغیرها و چگونگی اثرگذاری آنها بر همدیگر است. این نمودار در قالب خطوط قرمز، آبی و نقطه‌چین ترسیم می‌شود. به این صورت که خطوط قرمز با مقدار عددی سه با توجه به شدت اثرگذاری بیشتر ضخیم‌تر بوده و خطوط آبی با مقدار عددی دو با تفاوت در ضخامت، روابط متوسط را نشان می‌دهد. خطوطی که به‌صورت نقطه‌چین نمایش داده شده است بیانگر وجود اثرگذاری ضعیف عوامل بر یکدیگر بوده و با مقدار عددی یک مشخص شده‌است. انتهای هر بردار

بیانگر جهت اثرگذاری عامل است. تعداد بردارهایی که به یک عامل وارد و یا از آن خارج می‌شوند نشان دهنده میزان اثرپذیری و اثرگذاری عامل مذکور بوده و این تعداد هرچه بیشتر باشد میزان اهمیت عوامل به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم بیشتر است. همان‌طورکه در شکل (۲) و (۳) مشاهده می‌شود، تأثیرگذاری و تأثیرپذیری پنج عامل B، D، I، X، Z، به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم از سایر عوامل بیشتر است.



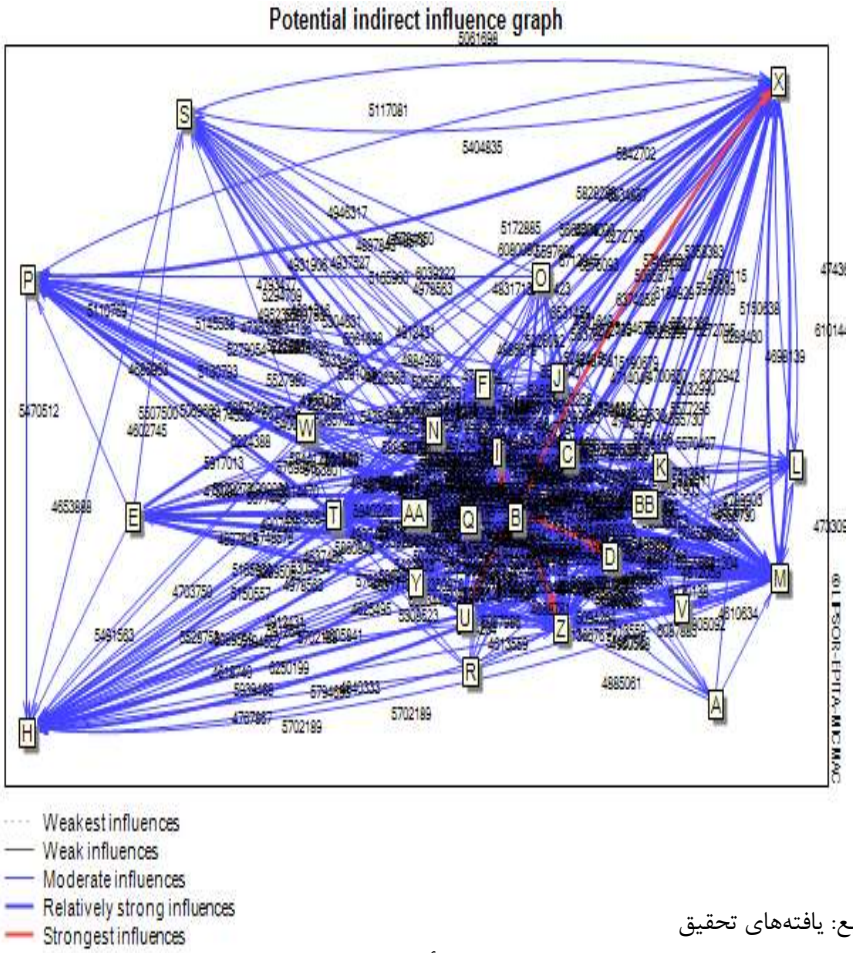
منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۱. نمودار اثرگذاری و اثرپذیری مستقیم عوامل بر یکدیگر



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۲. نمودار تأثیرات مستقیم



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۳. نمودار تأثیرات غیرمستقیم

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به سؤال مطرح شده در ابتدای تحقیق با عنوان از میان عوامل اقتصادی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی ایران، کلیدی‌ترین و تأثیرگذارترین عوامل کدامند؟

از میان ۱۰۹ پیشران کلی مؤثر و تجمیع نهایی آن‌ها و ۲۸ عامل نهایی به‌دست آمده و نتایج حاصل از خروجی نرم‌افزار میک‌مک، تعداد ۱۲ عامل دارای نقش تأثیرگذار و پنج عامل کلیدی:

۱. میزان تعامل سازنده و هوشمندانه با اقتصاد جهانی و توانایی جذب سرمایه و اعتبارات بین‌المللی و میزان سرمایه‌گذاری خارجی در زیرساخت‌های اساسی و صنایع داخلی ایران
۲. سیستم اقتصادی کشور (باز یا بسته) و تعداد شرکای تجاری خارجی
۳. تشدید تحریم‌های نفتی و اقتصادی ایران
۴. طراحی نظام جامع مبارزه با مفاسد اقتصادی و میزان و سطح امنیت سرمایه‌گذاری در کشور
۵. متکی بودن بر اقتصاد چند محصولی و متنوع و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GNP) و درآمد سرانه کشور

به‌عنوان مهم‌ترین و کلیدی‌ترین عوامل اقتصادی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی ایران مورد شناسایی قرار گرفته‌اند.

لذا با توجه به نتایج تحقیق، از آنجا که قدرت، عامل اصلی بقای کشورها و دولت‌ها بوده و کشورهایی که اقدام به تقویت و توسعه مؤلفه‌های مؤثر بر قدرت خود کنند قادر خواهند بود حیات، بقاء و پیشرفت خود را در فضای آنارشیک بین‌الملل تأمین و تضمین نمایند، که در این میان مؤلفه‌های اقتصادی با اهمیت و تأکیدی که بر نقش و تأثیر آن‌ها بر تقویت بعد نظامی قدرت ملی و به تبع آن تأمین امنیت ملی و منافع ملی وجود دارد، می‌بایست مورد توجه قرار گرفته و عوامل اقتصادی کلیدی به‌دست آمده از نتایج تحقیق در تدوین راهبردهای نظامی و دفاعی کشور لحاظ و مورد توجه قرار گیرند.

هم‌چنین بر اساس چارچوب نظری تحقیق، از آن‌جا که نظریه بازدارندگی در زمان نظام دوقطبی و رقابت میان قدرت‌های وقت، توانسته به‌عنوان تجربه‌ای موفق از بروز جنگ و رویارویی مستقیم دو ابرقدرت جلوگیری کند، و دارای سابقه تاریخی مثبت در تنظیم روابط راهبردی میان قدرت‌ها باشد، و پس از پایان جنگ سرد و برخلاف تصور هنوز جایگاه خود را در عرصه مناسبات بین‌الملل حفظ کرده و شکل منطقه‌ای به خود گرفته است. از سویی تنوع تهدیدات امنیتی پیرامون ایران و رقابت‌های تسلیحاتی گسترده در میان کشورهای منطقه، هم‌چنین لزوم دفاع از کیان اسلامی بنابر دستورات و آیات صریح قرآنی، ضرورت کاربست نظریه بازدارندگی را در دکترین دفاعی کشور اجتناب‌ناپذیر می‌کند. از آن‌جا که بازدارندگی ارتباط و پیوند مستقیمی با عنصر قدرت داشته و نقطه‌ی تمرکز آن در حوزه‌ی قدرت نظامی است و هم‌چنین بر اساس آموزه‌های قرآن و اسلام که لزوم داشتن آمادگی دفاعی در برابر دشمنان را گوشزد و مورد تأکید

قرار داده است، لزوم تقویت بنیه و توان نظامی کشور به‌منظور ایجاد بازدارندگی دفاعی و تأمین منافع و امنیت ملی کشور از ضروریات می‌باشد. بنابراین با توجه به نتایج به‌دست آمده از تحقیق پنج عامل اقتصادی کلیدی تأثیرگذار بر قدرت دفاعی کشور می‌بایست از سوی مسئولان و فرماندهان نظامی در تدوین راهبردهای نظامی به‌منظور ایجاد بازدارندگی مؤثر و حصول امنیت پایدار در کشور مورد توجه قرار گیرد.

۵-۱- پیشنهادهای اجرایی

۱. اتخاذ رویکرد مسالمت آمیز در محیط امنیتی پیرامون کشور و کاهش تنش‌ها و درگیری‌های نظامی و اجتناب از به‌کارگیری قدرت سخت (نظامی) در مدیریت بحران-های منطقه‌ای پیرامونی؛ ۲. ژئواکونومیک کردن رقابت‌های منطقه به جای نظامی‌گری و تلاش جهت منطقه‌گرایی بر اساس سازوکارهای اقتصادی و تجاری به جای مسائل امنیتی و نظامی؛ ۳. ارتقاء، بسط و اشاعه فرهنگ کار و تولید در کشور؛ ۴. تقویت بخش خصوصی و کاهش نقش و تصدی‌گری دولت در فعالیت‌های اقتصادی؛ ۵. فراهم کردن زمینه‌های مشارکت بخش خصوصی در اقتصاد بین‌الملل؛ ۶. کاهش وابستگی صنایع راهبردی اقتصادی به خارج؛ ۷. تدوین دیپلماسی اقتصادی کارآمد در سطح منطقه و بین‌الملل و ایجاد تعامل سازنده و هوشمندانه با اقتصاد جهانی به‌منظور جذب سرمایه و اعتبارات بین‌المللی در زیرساخت‌های اساسی و صنایع داخلی کشور؛ ۸. تلاش جهت ایجاد سیستم اقتصادی باز و تنوع بخشی به صادرات و واردات و افزایش شرکای تجاری در سطح منطقه‌ای و جهانی؛ ۹. تلاش به‌منظور ایجاد شفافیت در فعالیت‌های مرتبط با دانش و پیشرفت هسته‌ای کشور در راستای کاهش تحریم‌های نفتی و اقتصادی؛ ۱۰. تلاش به‌منظور طراحی نظام جامع مبارزه با مفاسد اقتصادی و ارتقاء امنیت سرمایه‌گذاری در کشور؛ ۱۱. تلاش به‌منظور کاهش وابستگی به نفت و حرکت به سمت ایجاد اقتصاد چند محصولی و افزایش درآمد سرانه کشور.

۵-۲- پیشنهاد پژوهشی

پیشنهاد می‌شود با توجه به پنج عامل کلیدی به‌دست آمده در این تحقیق، در پژوهش‌های آتی ضمن احصاء شاخص‌ها و متغیرهای مؤثر در هر پنج عامل کلیدی

به‌صورت جداگانه و با استفاده از نرم‌افزار سناریونویسی ویزارد سناریوهای محتمل آینده قدرت دفاعی ایران متأثر از مؤلفه‌های اقتصادی تدوین گردد.

منابع

۱. اسفندیاری، مهدی؛ حسنوند، مظفر و ایمان‌دار، زیبا (۱۳۹۵). بازدارندگی نوین در نظم و ساختار نوین نظام بین‌الملل (داده‌های نظری و یافته‌های تجربی)، *فصلنامه علوم و فنون نظامی*، ۱۲(۳۸): ۵-۳۲.

۲. آجورلو، علی و مقصودی، مجتبی (۱۳۹۷). بررسی نقشِ هویت در سیاست دفاعی جمهوری اسلامی ایران با تأکید بر بازدارندگی همه‌جانبه و متعارف‌گرایی، *فصلنامه پژوهش‌نامه انقلاب اسلامی*، ۸ (۲۹): ۸۹-۱۱۲.

۳. بوالحسنی، خسرو، بابلی، کوروش و رضایی، سیاوش (۱۳۹۷). تدوین راهبردهای ژئوپلیتیکی برای دستیابی ج.ا. ایران به قدرت دفاعی برتر منطقه‌ای در راستای سند چشم انداز ۱۴۰۴، *فصلنامه راهبرد دفاعی*، ۱۶(۶۲): ۱۷۹-۲۰۷.

۴. جعفری‌نیا، عباس، اخباری، محمد و مرادیان، محسن (۱۳۹۸). تحلیل شاخص‌های قدرت نظامی واحدهای سیاسی- جغرافیایی در عرصه نظام بین‌الملل، *فصلنامه نگرش‌های نو در جغرافیای انسانی*، ۱۱(۳): ۴۴۵-۴۶۵.

۵. چگینی، حسن (۱۳۸۴). *نظام مدیریت استراتژیک دفاعی*، چاپ اول، تهران: نشر آجا.

۶. حافظ نیا، محمدرضا، (۱۳۹۰). *اصول و مفاهیم ژئوپلیتیک*، چاپ سوم، مشهد: انتشارات پاپلی.

۷. دهقان، محمد (۱۳۹۲). *سیاست دفاعی*، جزوه درسی، تهران: دانشگاه عالی دفاع ملی.

۸. رحیمی روشن، حسن (۱۳۹۶). بازدارندگی منطقه‌ای و تامین امنیت جمهوری اسلامی ایران، *دوفصلنامه سیاست و روابط بین‌الملل*، ۱(۱): ۷۹-۹۹.

۹. رستمی، علی اکبر و اسماعیلی، محمد مهدی (۱۳۹۵). راهبردهای دفاعی جمهوری اسلامی ایران برای مقابله با جریان‌های تکفیری، *فصلنامه مدیریت و پژوهش‌های دفاعی*، ۱۵(۸۱): ۱-۴۰.

۱۰. رستمی، فرزاد (۱۳۹۵). تحول در ماهیت جنگ‌های آینده؛ جمهوری اسلامی ایران؛ سناریوها، فرصت‌ها و چالش‌ها، *فصلنامه سیاست دفاعی*، ۲۴(۹۷): ۱۴۵-۱۹۰.

۱۱. زهدی، یعقوب (۱۳۹۴). *سیاست دفاعی*، چاپ اول، تهران: مرکز تحقیقات راهبردی دفاعی.

۱۲. سجادپور، سید محمد کاظم؛ حسینی، سید شمس الدین و نیرآبادی، حمید (۱۳۹۸). طراحی مدل دیپلماسی اقتصادی جمهوری اسلامی ایران بایسته‌ها، مؤلفه‌ها و راهبردهای کلیدی، *فصلنامه امنیت ملی*، ۹(۳۴): ۳۸۹- ۴۲۵.

۱۳. سنجابی، علیرضا (۱۳۸۰). *راهبرد و قدرت نظامی*، چاپ اول، تهران: انتشارات پاژنگ.

۱۴. سیف، الله مراد (۱۳۹۰). مفهوم شناسی قدرت نرم اقتصادی جمهوری اسلامی ایران، *فصلنامه آفاق امنیت*، ۴(۱۱): ۵-۳۸.

۱۵. فرزین‌راد، رویا، فروزان، یونس و عالیشاهی، عبدالرضا (۱۳۹۹). کاربست پارادایم بازدارندگی منطقه‌ای در سیاست‌های جمهوری اسلامی ایران در قبال تهدیدات نظامی ایالات متحده در سه سطح، *فصلنامه امنیت ملی*، ۱۰(۳۵): ۲۳۱-۲۶۴.

۱۶. قاسمی، فرهاد (۱۳۹۱). بازسازی مفهومی نظریه بازدارندگی منطقه‌ای و طراحی الگوهای آن بر اساس نظریه‌های چرخه قدرت در شبکه، *فصلنامه راهبرد دفاعی*، ۱۰(۳۸): ۱۰۳-۱۴۶.

۱۷. قصاب‌زاده مجید، اخباری، محمد و حسن‌آبادی، داود (۱۳۹۸). نقش منطقه‌گرایی بر روابط ژئواکونومی جمهوری اسلامی ایران و کشورهای منطقه جنوب غرب آسیا، *فصلنامه جغرافیا (برنامه‌ریزی منطقه‌ای)*، ۹(۴): ۶۶۵-۶۸۰.

۱۸. کلانتری، فتح الله (۱۳۹۴). کاربست سیاست دفاعی با راهبردهای دفاعی و راهبرد نظامی، *فصلنامه سیاست دفاعی*، ۲۳(۹۲):۳۵-۵۹.

۱۹. کمالی، روزبه و خیراندیش، مهدی (۱۳۹۶). الگوی توسعه آمادگی دفاعی کارکنان نیروهای مسلح: رویکردی کیفی مبتنی بر نظریه پردازی داده بنیاد، *فصلنامه مطالعات مدیریت راهبردی دفاع ملی*، ۱(۱): ۵ -۳۳.

۲۰. کوچکی، سجاد، محبی، افشار و سبزی، حسین (۱۳۹۶). راهبردهای قدرت برتر دفاعی منطقه در حوزه نظامی بر اساس سند چشم انداز ۱۴۰۴ شمسی، *فصلنامه مطالعات دفاعی استراتژیک*، ۱۵(۷۰): ۵۳-۷۴.

۲۱. مختاری‌هشی، حسین (۱۳۹۷). تبیین مفهوم ژئواکونومی (اقتصاد ژئوپلیتیکی) و توصیه‌هایی برای ایران، *فصلنامه ژئوپلیتیک*، ۱۴(۲): ۵۶-۸۲.
۲۲. مرادیان، محسن (۱۳۸۷). شاخص‌های اصلی سنجش قدرت دفاعی کشورها، *فصلنامه راهبرد دفاعی*، ۶ (۲۳).
۲۳. مرادیان، محسن، هادی نژاد، فرهاد و پورمنافی، ابوالفضل (۱۳۹۷). ارائه الگویی برای ارزیابی و تحلیل قدرت نظامی کشورها، *فصلنامه راهبرد دفاعی*، ۱۶(۶۴): ۱۶۹-۲۰۰.
۲۴. منزوی بزرگی، جواد؛ احمدی، صادق و علیئی، محمدولی (۱۳۹۷). آینده پژوهی امنیت گذار و سیاست‌های جمعیتی ج.ا.ا وارائه سناریوهای محتمل. *فصلنامه امنیت ملی*، ۸(۳۰): ۶۵-۹۶.
۲۵. میرشایمر، جان (۱۳۹۳). *تراژدی سیاست قدرت‌های بزرگ*، ترجمه غلامعلی چگنی‌زاده، چاپ چهارم، تهران: انتشارات دفتر مطالعات سیاسی و بین‌الملل وزارت امور خارجه.
۲۶. مینائی، حسین، حاجیانی، ابراهیم، دهقان، حسین و جعفرزاده‌پور، فروزنده (۱۳۹۵). تعیین پیشران‌های اصلی دیپلماسی دفاعی ایران در سطوح منطقه‌ای و بین‌الملل، *فصلنامه آینده پژوهی دفاعی*، ۱(۱): ۷-۲۶.
۲۷. *نهج‌البلاغه*، خطبه ۲۷.
۲۸. وقوفی، امید؛ قاسمی، علی‌اصغر و حاجیانی، ابراهیم (۱۳۹۶). تبیین عوامل و پیشران‌های کلیدی آینده یمن تا سال ۱۴۰۶. *فصلنامه آینده پژوهی دفاعی*، ۲(۴): ۸۷-۱۰۷.
۲۹. هادی‌زاده، محمود و عزتی، عزت‌اله (۱۳۹۳). نقش ژئواکونومی در اهداف استراتژیک ایران در قرن بیست و یکم جهان، *فصلنامه جغرافیای سرزمینی*، ۱۱(۴۴): ۱-۱۲.
۳۰. یوسفی، اشکان، کشاورز ترک، عین الله و نهادی، هادی (۱۳۹۸). بررسی تأثیر مؤلفه‌های فرهنگی و اجتماعی دفاع مقدس بر آیندهٔ امنیت ملی ج.ا.ایران، *فصلنامه راهبرد دفاعی*، ۱۷(۶۶): ۶۹-۹۶.

۳۱. یزدان‌پناه، کیومرث، صفوی، سید یحیی، قالیباف، محمدباقر، پیشگاهی‌فرد، زهرا و شامانی یاسر (۱۳۹۷). محاسبه قدرت نظامی با استفاده از فرمول‌های قدرت ملی کشورها، *فصلنامه سیاست دفاعی*، ۲۶(۱۰۲): ۴۳-۶۹.

32. Boyatzis. R. E., & Ratti, F. (2014). Emotional, social and cognitive competencies: distinguishing effective Italian managers and leaders in a private companyand cooperatives, Journal of Management Development 28(9):821-833.
33. Gde Bagus, B.P., Wayan Priyana, A.S., & Dian Ayu, R. (2020). Key Variables on Property Marketing in Bali: Application of Micmac Method, Asia pacific journal of management and education (APJME), 3(1) : 28-34.
34. Godet, M. (1999). De la anticipación a la acción: Manual de prospectiva y estrategia [From anticipation to action: Prospective and Strategy Manual], México: Alfaomega.
35. Jablonsky, D. (1997). National Power. Parameters. (Taken From Internet).
36. Jiménez, M. (2009). Herramientas para el análisis prospectivo estratégico. Aplicaciones MICMAC [Tools for strategic prospective analysis. Applications MICMAC]. Estado de México: Hersa Ediciones.
37. Mojica, F. (2005). La construcción del futuro. Concepto y modelo de prospectiva estratégica, territorial y tecnológica [Future construction. Concept and model of strategic, territorial and technology foresight]. Santafé de Bogotá: Universidad Externado de Colombia.
38. Morgan, P. M. (1977). Deterrence; Beverly Hills, Calif: Sage Publication Inc.
39. Putu Yudy, W., Gede Putu, K., Ni Nyoman, R. S., Putu Sri, H., & Ni Komang, S. (2020). SWOT and MICMAC analysis to determine the development strategy and sustainability of the Bongkasa Pertiwi Tourism Village, Bali Province, Indonesia, Decision Science Letters journal, 9(3): 439–452.

Explaining the Key Economic Factors Affecting Iran's Defense Power in the Time Horizon of 1410

Sajad Najafi[1]*, Kiumars Yazdanpanah[2], Zahra Pisgahi Fard[3], Marjan badiee[4]

1. PhD in Political Geography, Faculty of Geography, University of Tehran, najafi.s@ut.ac.ir
2. Associate Professor, Department of Political Geography, Faculty of Geography, University of Tehran, kyazdanpanah@ut.ac.ir
3. Professor, Department of Political Geography, Faculty of Geography, University of Tehran, zfard@ut.ac.ir
4. Assistant Professor, Department of Political Geography, Faculty of Geography, University of Tehran, mbadiee@ut.ac.ir
Received: 2020/11/14 Accepted: 2021/03/06

Abstract

In recent decades, the economy and its related components have played a prominent role in the relations between countries and the measurement of their national power. Countries have a direct and significant relationship with the level of economic development. Due to the special geopolitical situation and the surrounding threats, Iran has always paid attention to the increase of its defense power and capability in order to achieve sustainable security. In this study, in order to explain the key economic factors affecting Iran's defense power in the time horizon of 1410 by studying the relevant documents and previous scientific records and using the opinions of 50 experts, 109 economic factors were identified. In the second step, with the formation of the expert panel, similar factors were merged and 38 factors were identified. Then, based on the opinion of experts, the values of the factors were ranked and 28 important and effective factors were determined. Finally, by using Micmac software and crossover matrix analysis method, 12 significant factors and 5 factors as key economic factors affecting Iran's defense power were identified.

JEL Classification: F52, H12, H56, Z18

Keywords: Power, Defense Power, Economic Power, Future Studies, Micmac Software.

*. Corresponding Author, Tel: 09124795226
This paper extracted from the Ph.D. thesis.

Human Flourishing and Technical Efficiency: Evidence from Panel Data

Zahra Montazeri[1], Mohsen Renani*[2], Iraj Kazemi[3], Alimorad Sharifi[4]

1. Ph.D Student in Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, Montazeriz.eco@gmial.com
2. Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, renani@ase.ui.ac.ir
3. Associate Professor of Statistics, Faculty of Mathematics and Statistics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, ikazemi@sci.ui.ac.ir
4. Associate Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, alimorad@ase.ui.ac.ir
Received: 2020/09/28 Accepted: 2020/11/28

Abstract

According to James Heckman, human development is economic development. This means that nurturing flourish and capable human beings through the channel of fostering valuable skills under the influence of various factors (environment, school, and parental investment) lead to reducing inequality, increasing economic productivity, and production capacity. The stock of these skills in adulthood leads to the various outcomes that Heckman and Corbin (2016) call human flourishing. Therefore, an index called the Human Flourishing Index (HFI) is proposed and calculated for the first time in this study.

Accordingly, the present study establishes a link between Heckman's theory and efficiency analysis by inserting HFI as a proxy of human capital in the production function, and by using the Stochastic Frontier Analysis (SFA) model of Battese and Coelli (1993; 1995); examines the technical efficiency of the production of the selected countries group and identifies the factors affecting it in the period of 2003-2017.

Estimation of a frontier production function and the inefficiency effects model indicate a positive and significant effect of HFI on the per capita production of the selected countries group and four factors of official entrance age to pre-primary education, pupil-teacher ratio (pre-primary), percentage of enrolment in primary education in private institutions and gross enrolment ratio (secondary) on the technical efficiency of production. The results also indicate the increasing trend of HFI and technical efficiency of the selected countries group during the period.

JEL Classification: C12; C23; J24; O15

Keywords: Human Flourishing Index, Inefficiency Effects, Panel Data, Technical efficiency

*. Corresponding Author, Tel: 09133162673

Decentralization, Corruption and Economic Growth (Case Study: Oil Exporting Countries)

Vahid Shaghaghi Shahri
Ph.D. in Economics, Assistant Professor in Economics, Kharazmi University,
vahidshaghaghi@yahoo.com
Received: 2020/09/19 Accepted: 2021/02/23

Abstract

While most of the studies have looked at the relationship between decentralization and corruption, or between decentralization and growth, or between corruption and growth, few have looked at the joint relationship between the three.

This article represents a contribution to the literature on the relationship between decentralization, corruption and economic growth. This relationship is analyzed both theoretically and empirically by using panel data techniques for the selected oil exporting countries during 1998-2017. By regarding the countries' dependence on oil export, these countries have a concentrated structure and are rife with corruption.

The result for fixed effects regressions indicate that corruption does indeed have a negative effect on growth as the estimated coefficients for control of corruption variable in the various growth models are positive by 0.74, 0.53, 0.62.

The decentralization indicators have a significant and positive effect on economic growth by 0.43, 0.13 and 0.18. Finally, the results suggest that the negative effect of corruption on economic growth is reduced by decentralization, as the interaction term coefficient is positive for two of the regressions undertaken.

JEL Classification: H72, H77, D73, O40

Keywords: Decentralization, Corruption, Economic growth, Oil exporting countries, Panel data technique

Public and Private Intermediaries Asset Pricing: Evidence from Capital Market of Iran

Monireh Ravanbakhsh[1], Mohammad Hossein Dehghani Firouzabadi[*2]

1. Ph.D. Candidate in Economics, University of Tehran, mo.ravanbakhsh@ut.ac.ir

2. Assistant Professor of Economics, University of Tehran, mh.dehghani@ut.ac.ir

Received: 2020/05/03 Accepted: 2020/09/27

Abstract

This paper studies the different roles of public and private financial intermediary institutions in asset pricing in the Tehran Stock Exchange (TSE) and Iran Fara Bourse (IFB) markets. Investment companies active in the capital market of Iran were selected to represent the financial intermediary sector. The intermediary asset pricing model is estimated for two distinct groups of public and private intermediaries using quarterly data. The estimated price of capital factor has been positive and significant at the 5 percent level and less for most of the private intermediary institutions. At a 95 percent level of confidence, a unit of increase in the risk sensitivity of stock returns to capital shocks of the whole private sector coincides with a 3.156 to 3.159 percent increase in seasonal stock return. Accordingly, capital shocks of private intermediaries should be seen as an effective factor in asset pricing in the capital market of Iran. For the public intermediaries, the capital factor price has not been positive and significant at the 5 percent level, neither for individual institutions nor for the whole sector. Therefore, capital shocks of public intermediaries cannot be seen as an effective factor in stock pricing in the capital market of Iran.

JEL Classification: G12, G23, C33

Keywords: Intermediary Asset Pricing, Capital Risk, Public vs. Private

*. Corresponding Author, Tel: 02161118073

Re-examining the Relationship between Changes in Production, Unemployment Rate and Employment Growth in the Iranian Economy

Mostafa Dinmohammadi*[1], Leila Mohammadi[2]

1. Department of Economics, University of Zanjan, Iran, dinm@znu.ac.ir

2. Graduated in M.S of Economics, University of Zanjan, Iran, leyla.mohamadi@znu.ac.ir

Received: 2020/09/13 Accepted: 2021/03/30

Abstract

This paper investigates the relationship between the unemployment rate and economic growth (Okan Law) in Iran. Our results show that there is a weak relationship between our variables of interest. Further, over the last two decades, the significant relationship between economic growth and employment growth was lost which was an indicator of an increase in unemployment rate in some years. We also define and estimate the effective unemployment rate to exclude active population from the official unemployment rate. We find that a decrease in the participation rate explains changes in the unemployment rate in comparison with an increase in the economic growth.

JEL Classification: C22, j60,O10

Keywords: Employment, Iranian economy, Unemployment growth, Okun law, Unemployment rate.

*. Corresponding Author, Tel: 09126420252

Simulation of Endogenous Growth of Iran's Economy (Oniki–Uzawa approach)

Mohamad Davood Khorsandi[1], Ahmad Gogerdchian*[2], Karim Azarbayjani[3], Seyed Komail Tayebi[4]

1. PhD Student, Faculty of Economics, University of Isfahan, mdkhorsandi@ase.ui.ac.ir
2. Assistant Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, a.googerdchian@ase.ui.ac.ir
3. Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, k_azarbayjani@ase.ui.ac.ir
4. Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, sk.tayebi@ase.ui.ac.ir
Received: 2020/05/05 Accepted: 2020/09/12

Abstract

In this study, we simulated the effect of trade on Iran's economic growth by using a combination of econometric methods and system dynamics. Through the design of a conceptual framework, an attempt has been made to expand the Ozawa (1965) -Lucas (1988) growth pattern by expanding the Oniki-Ozawa (2015) model. Entering the role of trade through trade volume and foreign investment inthe model, we simulated and predicted the effect of these two factors on the trend of production of goods and knowledge production, human capital index, and innovation indexfor the period of 1359 to 1409 (Solar Year). We used business data from Malaysia and Turkey to analyze a shock and compare the result with Iran's data. The results show that the effect of technology resulting from trade (in the sense of foreign investment) only affecte the technology function, and the growth of technology has a positive effect on the knowledge production function. In addition, trade has not a positive effect on the commodity production function.. Besides, following Malaysia's trend of foreign investment to simulate Iran's situation is beteer working than the model of Turkey and current Iran's model. Finally, the result of forecast for economic growth for the period of 1399 to 1409 indicates a situation of economic recession. With countinuing this situation and sanction, a worst situation is expected.

JEL Classification: P45, O15, F16, F11, C61

Keywords: Ozawa- Lucas's endogeneous growth, Oniki-Ozawa's model, Technical effect, Human capital, System dynamics

*. Corresponding Author, Tel: 09132259791

The Relationship between Financial Development and the Monetary Policy Efficiency Using Fuzzy Combined Indicator

Mansour Khalili Araghi[1], Sajad Barkhordari[2*], Amin Gallavani[3]
1. Professor, Department of Economics at the University of Tehran, khalili@ut.ac.ir
2. Associate Professor, Department of Economics, University of Tehran, barkhordari@ut.ac.ir
3. Ph.D Student, Department of Economics at the University of Tehran, gallavani@gmail.com
Received: 2019/07/14 Accepted: 2020/05/13

Abstract

The purpose of this study is to find out the impact of financial development on monetary policy efficiency (the effect of financial development on the central bank's target variables) in OECD and OPEC countries for the period of 2001-2017, based on annual data. To achieve this purpose, a comprehensive index, which had been introduced by the International Monetary Fund (IMF) in 2016, was optimized by using fuzzy logic and was used as a proxy for financial development. Additionally, in order to evaluate the interrelationships among variables in model, we used the GMM econometric model. The results indicate that in OPEC countries, the weak financial development increases the efficiency of monetary policies on inflation, while it does not have a significant effect on output growth, and also the results show that in OECD countries, the strong financial development increases the efficiency of monetary policies on output growth and inflation, but these effects are small compared to OPEC countries.

JEL Classification: E52, O23, G21

Keywords: Financial Development, Combined Indicator, Monetary Policy efficiency, Fuzzy logic

*. Corresponding Author, Tel: 09124390962

Calculation of Local Fiscal Stress Index in Iranian Provinces and Determining its Spatial and Threshold Effects on Regional Growth and Employment

Maryam Heidarian[1], Ali Falahati[2*], Mohammad Sharif Karimi[3]
1. Ph.D. student of Public Economics, Razi University, maryamheidarian.1368@yahoo.com
2. Associate Professor of Economics, Razi University, ali.falahatii96@gmail.com
3. Assistant Professor of Economics, Razi University, s.karimi@razi.ac.ir
Received: 2020/02/28 Accepted: 2020/12/07

Abstract

Due to economic shocks and imbalances in structural budgets, there is a situation that leads to stress in governments in uncertain conditions. Fiscal stress as a unstable situation in local governments' financing can exacerbate governments' inability to meet short-term and long-term fiscal commitments and excessive dependence on the central government. In this study, we tried to clarify the fiscal situation in 31 provinces of Iran by calculating the local fiscal stress index under variables of each province's fiscal structure and budget, then, we estimate the threshold and spatial effects through the Panel Smooth Transition Regression method on economic growth and employment over the period 2005-2017. The results show that the high effectiveness of the labor market from stress to economic growth. Initially, these effects on both economic growth and employment have an immediate and positive effect. but by crossing the threshold of fiscal stress and exerting pressure on it, the ability to control this imbalance is eliminated and will reduce economic growth and employment.

JEL Classification: D8, C34, N2, E23

Keywords: Local fiscal stress, Employment, Regional growth, Local governments, Iranian provinces

*. Corresponding Author, Tel: 09183324253

Estimating Relationship Between Corruption and Gender Indicators: A Case Study from Selected Countries of the World

Naime Hamidi[1], Karim Azarbayjani,[*2], Morteza Sameti[3]

1. PhD Candidate in Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, nhamidi66@yahoo.com

2. Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfaha, k_azarbayjani@ase.ui.ac.ir

3. Professor in Economics, Department of Economics, Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, msameti@gmail.com

Received: 2020/01/28 Accepted: 2020/12/26

Abstract

Does increasing the presence of women in government lead to less corruption, or does corruption prevent the presence of women? Are these effects significant enough in one or both directions? This paper has used the dynamic panel data approach (GMM-SYSTEM) and statistical data of 89 countries including Iran during the period of 2008-2017. So, This paper by Estimating Relationship Between Corruption and Gender Indicators answered the above questions.

The results of estimating systems indicate that government institution is a missing loop in relationship between corruption and gender and its effects are statistically significant

JEL Classification : H11, H12, J08, J16, J18, O11

Keywords: Corruption, Gender, Institutions, Government, GMM-SYSTEM

*. Corresponding Author, Tel: 09131160248

Estimating the Income under-Reporting of Self-Employed Households in Iran

Seyed Mahdi Barakchian*[1], Bita Fayyaz Farkhad[2], Mahdi Amini Rad[3]

1. Faculty Member, Institute for Management and Planning Studies, m.barakchian@imps.ac.ir
2. University of Illinois at Urbana Champaign (UIUC) Post-doc Researcher, UIUC University, USA, bita.farkhad@gmail.com
3. PhD. Student, Bu-Ali Sina University, Hamedan, m.aminirad@imps.ac.ir
Received: 2020/08/20 Accepted: 2021/01/03

Abstract

In this study, the extent of self-employed households' income under-reporting is estimated based on the expenditure approach, using household budget data. In this regard, the Engel curve of wage earners, which represents the relationship between their income and food expenditures, is used to estimate the true income of self-employed households based on their stated food expenditures. Through this approach, the average under-reporting of self-employed households during 2000 to 2019 equals 8.5 percent of their total income. By examining under-reporting among different groups of jobs, it can be observed that the highest under-reporting is among the "agriculture, forestry and fishery skilled workers" and "legislators, high-ranking officials and managers". Then, in order to study the temporal under-reporting behavior, it is estimated separately for different years. The results show an ascending trend in the extent of under-reporting during 2004-2010, in a way that this extent reaches its highest point in 2010.

JEL Classification: C8, E21, H26, J3

Keywords: Income under-reporting, Tax evasion, Expenditure approach, Engel curve

*. Corresponding Author, Tel: 09128209630

ISSN 0039-8969

Economic Research

Vol. 55, No. 3, Fall 2021

Estimating the Income under-Reporting of Self-Employed Households in Iran / Seyed Mahdi Barakchian, Bita Fayyaz Farkhad, Mahdi Amini Rad

Estimating Relationship Between Corruption and Gender Indicators: A Case Study from Selected Countries of the World / Naime Hamidi, Karim Azarbayjani, Morteza Sameti

Calculation of Local Fiscal Stress Index in Iranian Provinces and Determininge its Spatial and Threshold Effects on Regional Growth and Employment / Maryam Heidarian1, Ali Falahati2, Mohammad Sharif Karimi

The Relationship between Financial Development and the Monetary Policy Efficiency Using Fuzzy Combined Indicator/ Mansour Khalili Araghi1, Sajad Barkhordari, Amin Gallavani

Simulation of Endogenous Growth of Iran's Economy (Oniki–Uzawa approach) / Mohamad Davood Khorsandi, Ahmad Gogerdchian, Karim Azarbayjani, Seyed Komail Tayebi

Re-examining the Relationship between Changes in Production, Unemployment Rate and Employment Growth in the Iranian Economy/ Mostafa Dinmohammadi, Leila Mohammadi

Public and Private Intermediaries Asset Pricing: Evidence from Capital Market of Iran / Monireh Ravanbakhsh, Mohammad Hossein Dehghani Firouzabadi

Decentralization, Corruption and Economic Growth (Case Study: Oil Exporting Countries) / Vahid Shaghaghi Shahri

Human Flourishing and Technical Efficiency: Evidence from Panel Data/ Zahra Montazeri, Mohsen Renani, Iraj Kazemi, Alimorad Sharifi

Explaining the Key Economic Factors Affecting Iran's Defense Power in the Time Horizon of 1410 / Sajad najafi, Kiumars Yazdanpanah, Zahra Pisgahi fard, Marjan badiee

---

Publisher: Faculty of Economics, University of Tehran, P. O. Box 14155-6445

Economic Research

Editor

Ebadi, Jafar — Associate Professor, University of Tehran-Iran

Editorial Board

Souri, Ali	Associate Professor, University of Tehran-Iran
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	Professor, University of Tehran-Iran

Referees:

Zahra Afsharei (Ph.D), Karim Azarbaiejani (Ph.D), Esfahanian, Homa (Ph.D), Ali Jadidzadeh (Ph.D), Esfandiar Jahangard (Ph.D), Vahid Majed (Ph.D), Mohsen Mehrara (Ph.D), S. Jamaledin Mohseni Zonouzi (Ph.D), Maysam Musai (Ph.D), Mehdi Naji (Ph.D), Reza Nasresfahani (Ph.D),Abulfazl Pasebani Someeh (Ph.D), Teymur Rahmani (Ph.D), Ali Souri (Ph.D), Kowsar Yousefi (Ph.D)

Published by University of Tehran

P. O. Box 14155-6445

Tehran, Islamic Republic of Iran

In the Name of God

ABSTRACT OF ARTICLES

Economic Research

University of Tehran
Economic Faculty

Vol. 55, No. 3, Fall 2021 **ISSN 0039-8969**

Estimating the Income under-Reporting of Self-Employed Households in Iran / Seyed Mahdi Barakchian, Bita Fayyaz Farkhad, Mahdi Amini Rad 1

Estimating Relationship Between Corruption and Gender Indicators: A Case Study from Selected Countries of the World / Naime Hamidi, Karim Azarbayjani, Morteza Sameti 2

Calculation of Local Fiscal Stress Index in Iranian Provinces and Determininge its Spatial and Threshold Effects on Regional Growth and Employment/Maryam Heidarian, Ali Falahati, Mohammad Sharif Karimi .. 3

The Relationship between Financial Development and the Monetary Policy Efficiency Using Fuzzy Combined Indicator/ Mansour Khalili Araghi1, Sajad Barkhordari, Amin Gallavani..... 4

Simulation of Endogenous Growth of Iran's Economy (Oniki–Uzawa approach) / Mohamad Davood Khorsandi, Ahmad Gogerdchian, Karim Azarbayjani, Seyed Komail Tayebi 5

Re-examining the Relationship between Changes in Production, Unemployment Rate and Employment Growth in the Iranian Economy/ Mostafa Dinmohammadi, Leila Mohammadi 6

Public and Private Intermediaries Asset Pricing: Evidence from Capital Market of Iran / Monireh Ravanbakhsh, Mohammad Hossein Dehghani Firouzabadi 7

Decentralization, Corruption and Economic Growth (Case Study: Oil Exporting Countries) / Vahid Shaghaghi Shahri..... 8

Human Flourishing and Technical Efficiency: Evidence from Panel Data/ Zahra Montazeri, Mohsen Renani, Iraj Kazemi, Alimorad Sharifi 9

Explaining the Key Economic Factors Affecting Iran's Defense Power in the Time Horizon of 1410 / Sajad Najafi, Kiumars Yazdanpanah, Zahra Pisgahi fard, Marjan Badiee..... 10

Publisher: Faculty of Economics, University of Tehran, P. O. Box 14155-6445